

Université de Montréal

L'impact de la densité syndicale et du salaire minimum sur l'inégalité des revenus dans  
les provinces canadiennes, 1981-2008

Par

Bruno Merizzi

École de relations industrielles

Faculté des arts et sciences

Mémoire présenté à la Faculté des études supérieures

en vue de l'obtention du grade de maîtrise (M.Sc)

en relations industrielles

Janvier 2012

© Bruno Merizzi

Université de Montréal

Ce mémoire intitulé:

L'impact de la densité syndicale et du salaire minimum sur l'inégalité des revenus dans  
les provinces canadiennes, 1981-2008

Présenté par

Bruno Merizzi

A été évalué par un jury composé des personnes suivantes:

M. Jean-Guy Bergeron, président rapporteur

M. Jean-Michel Cousineau, directeur de recherche

M. Brahim Boudarbat, lecteur, membre du jury

## Résumé

Bien qu'il soit désormais établi que les institutions du travail (tel que la syndicalisation et le salaire minimum) aient eu pour effet de réduire l'inégalité des salaires entre les travailleurs au Canada et dans d'autres pays industrialisés, leur impact sur l'inégalité des revenus entre les familles ou les ménages reste incertain. Cette étude a pour but d'estimer l'impact de la densité syndicale et du salaire minimum réel sur l'évolution de l'inégalité des revenus de marché entre les ménages canadiens durant les années 1981 à 2008. À partir d'une base de données qui intègre des données annuelles agrégées par province, et en maintenant constant un ensemble de facteurs, les estimations par effets fixes indiquent que la densité syndicale a réduit l'inégalité des revenus mesurée au moyen du coefficient de Gini, alors que le salaire minimum réel a plutôt eu pour effet d'accroître celle-ci. Les résultats d'estimation indiquent également que le taux d'activité et la scolarité moyenne sont les principaux facteurs à avoir réduit l'inégalité des revenus, alors que le taux de chômage, le changement technologique (mesuré de différentes façons) et l'immigration récente ont contribué à l'accroître.

Mots-clés: inégalité des revenus, institutions du travail, syndicalisation, salaire minimum, analyse de régression multivariée, analyse de données de panel

## Abstract

While some consensus exists that labor institutions (such as unionization and minimum wage) narrowed wages inequality among workers in Canada, as well as in other industrialized countries, there is little agreement about their outcome on income inequality among families or households. This study investigates how union density and real minimum wage affected the evolution of market income inequality among Canadian households between 1981 and 2008. Utilizing a dataset that incorporates annual data aggregated by province, and holding constant for a range of other factors, fix effects estimates indicate that union density narrowed income inequality as measured by the Gini coefficient, while real minimum wage widened it instead. Estimates further suggest that participation rate and educational attainment are the main factors to have dampened income inequality in recent years, whereas unemployment rate, technological change (measured in different ways) and recent immigration are found to have contributed to greater income inequality.

Keywords: income inequality, labor institutions, unionization, minimum wage, multivariate regression analysis, panel data analysis

## Remerciements

Je tiens d'abord à remercier mon directeur de recherche, Jean-Michel Cousineau, pour son encadrement souple et ses précieux conseils qui ont guidé cette recherche. Je tiens également à remercier les membres du jury pour leurs critiques enrichissantes et les recommandations qui ont été faites. Je tiens finalement à remercier ma famille pour m'avoir encouragé à poursuivre des études de deuxième cycle et à mener à terme cette recherche.

## Table des matières

Résumé.....	i
Abstract .....	ii
Remercements.....	iii
Liste des tableaux et des figures .....	vi
Liste des annexes.....	viii
Introduction .....	1
Chapitre 1 - Introduction sur l'inégalité des revenus.....	7
1.1 - Définition des concepts de revenu .....	8
1.2 - Définition de l'unité d'analyse et de l'échelle d'équivalence .....	11
1.3 - Évolution récente de la distribution du revenu au Canada.....	15
1.4 - De l'inégalité des salaires à l'inégalité des revenus .....	25
1.4.1 La composante des revenus de capital .....	26
1.4.2 - La composante des gains de travail .....	28
Chapitre 2 - Les déterminants des inégalités de salaire et de revenu.....	32
2.1 - Cadre théorique d'offre et de demande relatives de travail qualifié.....	32
2.2 - Rôle des institutions du travail dans la détermination des salaires .....	40
2.2.1 - L'impact de la syndicalisation sur la distribution des salaires.....	44
2.2.2 - L'impact du salaire minimum sur la distribution des salaires .....	52
2.2.3 - Discussion: la distribution des heures et l'emploi .....	53
2.3 - Déterminants de l'inégalité des revenus: impact des institutions du travail.....	57
2.3.1 - Études américaines sur les déterminants de l'inégalité des revenus .....	59
2.3.2 - Études canadiennes sur les déterminants de l'inégalité des revenus .....	62
2.3.3 - Problématique.....	64
Chapitre 3: Approche empirique.....	66
3.1 - Modèle analytique de base .....	66
3.2 - Spécification empirique et données .....	69
3.2.1 La variable dépendante.....	73
3.2.2 - Les variables institutionnelles: densité syndicale et salaire minimum réel ..	74

3.2.3 - Les variables de demande de travail.....	78
3.2.4 - Variables de scolarité .....	82
3.2.5 - Variable sur l'immigration récente .....	86
3.2.6 - Variables macroéconomiques.....	88
Chapitre 4: résultats.....	91
4.1 – Principaux résultats d’estimation .....	92
4.2 – Sensibilité des résultats à l’utilisation de mesures alternatives .....	102
4.3 – Réduction du modèle complet à un modèle parcimonieux .....	106
4.4 - Discussion des résultats .....	109
Conclusion .....	114
Bibliographie.....	117
Annexes.....	124

## Liste des tableaux et des figures

### Tableau

Tableau 1.1	Évolution de l'inégalité des revenus des ménages au Canada, mesurée par le coefficient de Gini, 1981-2008	p.11
Tableau 1.2	Parts de revenu de marché agrégées par quintile pour le Canada: 1981 et 2008	p.21
Tableau 2.1	Évolution de l'inégalité des salaires pour les hommes, mesurée selon différents ratios de dispersion et pour différents pays de l'OCDE, 1980-2000	p.42
Tableau 3.1	Catégories d'éducation mutuellement exclusives utilisées et les années d'éducatons qui leur ont été attribuées	p.85
Tableau 4.1.1	Matrice de corrélation et statistiques descriptives pour les variables principales et les variables alternatives	p.93
Tableau 4.1.2	Principaux résultats d'estimation par les moindres carrés pondérés pour les déterminants de l'inégalité des revenus de marché dans les provinces canadiennes, 1981-2008. Variable dépendante: coefficient de Gini X 100	p.95
Tableau 4.1.3	Résultats d'estimation détaillés. Variable dépendante: Gini X 100	p.101
Tableau 4.2.1	Résultats d'estimation additionnels. Variable dépendante: coefficient de Gini X 100	p.103
Tableau 4.2.2	Résultats d'estimation additionnels. Variable dépendante: coefficient de Gini X 100	p.106
Tableau 4.3	Résultats d'estimation additionnels: d'un modèle complet à un modèle parcimonieux. Variable dépendante: coefficient de Gini X 100	p.107



Tableau 4.4	Mesure de l'importance relative des variables statistiquement significative dans les modèles (9) et (25). Variable dépendante: Gini X 100	p.111
-------------	--	-------

## Figure

Figure 1.1	Évolution des part relatives du revenu de ménage agrégées par quintile au Canada entre 1981 et 2008 (1981 = 1)	p.17
Figure 1.2	Évolution des revenus moyens par quintile de ménages au Canada entre 1981 et 2008 (1981 = 1)	p.19
Figure 1.3	Courbes de Lorenz tracées à partir des parts cumulatives de revenu par quintile de 1981 et de 2008 pour le Canada	p.22
Figure 1.4	Évolution de l'inégalité dans la distribution des revenus de marché au Canada entre 1981 et 2008, mesurée par le coefficient de Gini	p.24
Figure 2.1	Modèle d'offre et de demande relative de travail qualifié	p.36
Figure 3.1	Évolution de l'inégalité dans la distribution des revenus de marché (coefficient de Gini X 100), par province canadienne, 1981-2008	p.75
Figure 4.1	Comparaison des valeurs observées pour le coefficient de Gini et des valeurs prédites par le modèle (9)	p.98

## Liste des annexes

### Tableau

Tableau A1	Définitions des principales variables et sources de données utilisées	p.126
Tableau A2	Statistiques descriptives calculées à partir des observations non-pondérées (N = 280 observations)	p.127

### Figure

Figure A1	Évolution de l'inégalité dans la distribution des revenus de marché (coefficient de Gini X 100), par province canadienne, 1981-2008	p.128
Figure A2	Évolution de la densité syndicale par province canadienne, 1981-2008	p.129
Figure A3	Évolution du salaire minimum réel et nominal, par province canadienne, 1981-2008	p.130
Figure A4.1	Évolution de la part des stocks en ordinateurs et logiciels en pourcentage du stock total de capital par province, 1981-2008	p.131
Figure A4.2	Évolution de l'investissement en ordinateurs et logiciels en pourcentage de l'investissement total par province, 1981-2008	p.132
Figure A5.1	Évolution de l'intensité en recherche et développement (%PIB) par province, 1981-2008	p.133
Figure A5.2	Évolution du ratio des dépenses en recherche et développement par travailleur, par province, 1981-2008	p.134
Figure A6	Évolution de l'ouverture sur le commerce international	

	(%PIB), par province, 1981-2008	p.135
Figure A7.1	Évolution de la moyenne des années d'éducatons par province, 1981-2008	p.136
Figure A7.2	Évolution de l'inégalité dans la distribution des années d'éducatons par province, 1981-2008	p.137
Figure A8	Évolution du taux d'activité pour les femmes et pour l'ensemble de la population, par province, 1981-2008	p.138
Figure A9	Évolution de la population des immigrants récents (en pourcentage de la population totale), par province, 1981-2008	p.139
Figure A10	Évolution du taux de chômage, par province, 1981-2008	p.140



## Introduction

L'évolution de l'inégalité dans la distribution des revenus est l'un des phénomènes les plus étudiés en sciences sociales. Sa mesure, ainsi que celle du niveau de faible revenu, sont les plus couramment utilisées pour faire un suivi du bien-être économique de la société (Picot et Myles, 2005). En soi, l'inégalité des revenus est un déterminant macroéconomique de la pauvreté (Freeman, 2001; Cousineau, 2009). Certains économistes croient également qu'une reprise économique à long terme peut difficilement avoir lieu si elle n'est pas accompagnée d'une meilleure distribution des revenus (Reich, 2010). L'inégalité des revenus intéresse également plusieurs épidémiologistes sociaux qui observent un lien entre celle-ci et la santé individuelle (Wilkinson et Pickett, 2009). Il s'agit, en bref, d'un phénomène qu'il est important d'expliquer puisqu'il est possiblement au cœur de plusieurs enjeux, bien qu'il soit raisonnable d'avoir pour présomption que l'inégalité des revenus n'est pas en soi inévitablement immorale ou néfaste pour la société (Roemer, 2009).

Le cas canadien a été marqué par une augmentation substantielle de l'inégalité des revenus ces trois dernières décennies, plus particulièrement durant les années quatre-vingt dix, et celle-ci serait attribuable principalement à la dynamique de marché (Heisz, 2007; Crespo, 2007). Cette dynamique se manifeste surtout par l'inégalité des salaires qui se forme sur le marché du travail (Picketty, 2008), et puisque l'inégalité des *revenus* et l'inégalité des *salaires* évoluent généralement en tandem, cela amène à penser qu'elles

partagent un certain nombre de facteurs explicatifs en commun (Gottschalk et Danziger, 2005).

Il s'est développée une littérature très volumineuse sur la question de l'inégalité des salaires, et un certain nombre d'hypothèses a vu le jour pour tenter d'expliquer l'augmentation particulièrement marquée de cette inégalité aux États-Unis durant les années quatre-vingt. Parmi les hypothèses qui ont été le plus souvent mises à l'épreuve figure celle des changements technologiques favorables au travail qualifié (*skill-biased technological change*), selon laquelle la diffusion des technologies de l'information et des communications dans les milieux de travail aurait augmenté la demande relative de travail qualifié au détriment du travail peu qualifié (Berman et al., 1994; Krueger et al., 1998). Une autre hypothèse qui a souvent été invoquée est celle de l'affaiblissement des institutions du travail: la désyndicalisation et l'érosion du salaire minimum réel durant cette période expliqueraient en parti l'augmentation de l'inégalité des salaires aux États-Unis (Freeman et Katz, 1994; Freeman, 1996). Enfin, une autre hypothèse d'importance qui fut souvent soumise à des tests est celle de la mondialisation, selon laquelle l'intensification du commerce international avec les pays du sud aurait eu pour effet d'exercer une pression à la baisse sur le salaire des travailleurs les moins qualifiés dans les pays industrialisés (Wood, 1994). Il n'y a cependant pas de consensus clair qui se dégage des différentes études nord-américaines quant à la confirmation ou l'infirmerie de cette dernière hypothèse (Breau et Rigby, 2010).

Une littérature sur les déterminants de l'inégalité des revenus s'est également développée en parallèle à celle sur l'inégalité des salaires. Alors que les études qui s'intéressent aux *salaires* se concentrent principalement sur des échantillons de

travailleurs qui occupent un emploi (souvent à temps plein) et qui sont représentés par leur salaire individuel, les études qui portent sur les *revenus* considèrent l'ensemble des revenus individuels (qu'il s'agisse de revenus d'emploi ou non), et les agrègent par famille ou par ménage. Dans notre couverture de cette seconde littérature, notre attention sera portée plus spécifiquement sur les études qui ont recours à l'analyse de régression multiple d'un panel de données temporelles agrégées par région pour estimer l'effet longitudinal et transversal de différents facteurs sur l'inégalité des revenus<sup>1</sup>.

Cette littérature sur les déterminants de l'inégalité des revenus a été surtout florissante pour ses études internationales (Atkinson et Brandolini, 2003; Freeman, 2008). Elle a cependant donné lieu aussi à certains travaux intéressants qui ont tenté d'exploiter un panel de comtés ou d'états américains (Partridge et al., 1996; Nielsen et Alderson, 1997; Volscho, 2005; Wu et al., 2006, Moller et al., 2009). Par ailleurs, nous avons pu recenser trois études du côté canadien qui exploitent un panel de provinces (Sharpe et Zyblock, 1997; Breau, 2007) ou de régions métropolitaines (Bolton et Breau, 2011). Ces études tiennent compte d'un ensemble de facteurs qui peuvent possiblement influencer l'offre et la demande relative de travail qualifié, à l'instar de la littérature sur l'inégalité des salaires, et tiennent généralement compte aussi de la performance macroéconomique, ainsi que d'un certain nombre de changements sociodémographiques susceptibles d'avoir un impact sur la distribution des revenus. Certaines d'entre elles vont parfois inclure aussi dans leur modèle théorique des variables institutionnels tels que la densité syndicale et le salaire minimum réel, et ces dernières études nous intéresserons plus spécialement.

---

<sup>1</sup> Cette méthode a aussi été fréquemment utilisée pour l'étude des déterminants de l'inégalité des salaires.

Dans le cadre de ce mémoire, nous souhaitons étudier plus précisément l'effet de la densité syndicale et du salaire minimum réel sur l'inégalité des revenus de marché dans les provinces canadiennes entre 1981 et 2008. À cette fin, des estimations seront faites par l'analyse de régression multiple d'un panel de données agrégées par province et par année, et nous contrôlerons simultanément pour un certain nombre de variables qui sont susceptibles de pouvoir expliquer l'évolution de l'inégalité des revenus et qui sont fréquemment retenues dans la littérature pertinente.

Trois raisons principales militent en faveur d'une telle étude. Premièrement, et à notre connaissance, il n'y a aucune étude canadienne qui tente d'estimer à la fois l'impact de la densité syndicale et du salaire minimum réel sur l'inégalité des revenus, d'une part, et qui d'autre part focalise sur la distribution des revenus de marché<sup>2</sup>. Puisque la dynamique de marché a pu être la source principale de l'augmentation de l'inégalité des revenus après impôt (Heisz, 2007; Crespo, 2007; Frenette et al., 2009), il nous apparaît crucial d'étudier les déterminants de l'inégalité des revenus avant que n'interviennent les effets redistributifs des transferts gouvernementaux et de l'imposition. Deuxièmement, il nous apparaît important, d'un point de vue de politique publique, d'estimer l'effet de ces institutions du travail sur la distribution d'un revenu qui prend en compte la distribution des heures travaillées et l'emploi, puisque celle-ci nous informe sur la distribution du bien-être économique entre les familles et les ménages. Enfin, nous croyons que le champ d'étude des relations industrielles est concerné par cette question de recherche, puisque l'étude (plus générale) de l'impact des institutions du travail sur différents

---

<sup>2</sup> Sharpe et Zyblock (1997) étudient l'effet de la performance macroéconomique et du taux d'activité des femmes sur l'inégalité des revenus de marché dans les provinces canadiennes, mais n'incluent aucune variables institutionnelles dans leur modèle.



phénomènes économiques et sociaux s'inscrit dans le courant du nouveau institutionnaliste en relations industrielles (Godard, 2004, 252).

Le mémoire se divisera comme suit. Dans le premier chapitre, nous présenterons les concepts importants pour l'étude de la distribution des revenus. Ce sera, en outre, l'occasion de présenter certaines tendances canadiennes en matière de distribution et d'inégalité des revenus, ainsi que d'introduire le problème de la mesure de l'inégalité. Ce premier chapitre se terminera par une discussion sur les composantes du revenu de marché et sur le lien entre l'inégalité des salaires et l'inégalité des revenus.

Le deuxième chapitre portera sur les déterminants de l'inégalité des salaires et des revenus. Nous commencerons par introduire un cadre théorique pour tenter d'expliquer la formation des différentiels salariaux entre des groupes homogènes de travailleurs et le rôle médiateur exercé par la syndicalisation et le salaire minimum. Nous nous concentrerons ensuite sur différentes estimations qui ont été faites pour connaître l'effet des institutions du travail sur l'inégalité des salaires. Un certain nombre d'études sera retenu à cette fin pour dresser un premier topo rapide sur la question. S'ensuivra d'une discussion sur l'importance de tenir compte des heures travaillées et de l'emploi, qui ouvrira la voie à une deuxième revue de la littérature, plus exhaustive et plus circonscrite que la première, sur les déterminants de l'inégalité des revenus. Un certain nombre d'études américaines et canadiennes comparables à la nôtre sur le plan méthodologique sera considéré à cette fin. L'emphase sera mise sur les relations qui ont été observées entre les institutions du travail et l'inégalité des revenus. Une problématique de recherche sera établie au terme de cette revue de la littérature.

Le troisième chapitre consistera à présenter plus en détails notre approche empirique pour estimer l'effet des institutions du travail sur l'inégalité des revenus. Nous discuterons du modèle d'analyse statistique utilisé, et nous mettrons en perspective le modèle théorique qui a été retenu par rapport aux autres modèles utilisés dans la littérature consultée. Nous discuterons du choix des variables et de leur construction, ainsi que des sources de données utilisées.

Les résultats d'estimation seront ensuite présentés dans le quatrième chapitre. Au total, 32 spécifications différentes seront testées pour isoler la relation entre les variables institutionnelles et la variable dépendante, ainsi que pour évaluer la sensibilité de cette dernière de différentes façons. Ce chapitre sera clôturé par une discussion des principaux résultats qui se dégagent de nos analyses. Nous aborderons, entre autres, la question de l'importance relative (en termes d'impact) des variables institutionnelles par rapport aux autres déterminants de l'inégalité des revenus qui s'avèreront être statistiquement significatifs.

Nous procéderons enfin à la conclusion, au terme de laquelle nous dégagerons de nos résultats d'analyse certaines implications en matière de politique publique. Nous proposerons également différentes pistes pour améliorer cette étude.

# Chapitre 1 - Introduction sur l'inégalité des revenus

Préalablement à la discussion qui portera sur l'impact distributif des institutions du travail et sur les déterminants de l'inégalité des salaires et des revenus, il est essentiel d'introduire et de définir un certain nombre de concepts préliminaires en matière d'inégalité économique, ainsi que sa mesure (Atkinson, 1975; Jenkins, 1991). Quelle est la variable économique qui nous intéresse: les salaires horaires, les gains de travail hebdomadaires ou annuels, ou les revenus annuels? Voulons-nous mesurer cette variable au niveau des travailleurs, des individus, des familles ou des ménages? Si nous retenons les revenus, est-il nécessaire d'ajuster ceux-ci d'une façon ou d'une autre pour les rendre davantage comparables entre des familles ou des ménages de différentes tailles? Enfin, comment souhaitons-nous mesurer cette inégalité?

À la première question, nous pouvons préciser d'emblée que ce sera le revenu sur lequel portera nos analyses subséquentes. À cette fin, la sous-section 1.1 définira les différents concepts de revenu et identifiera celui qui sera retenu pour les fins d'analyse. La sous-section 1.2 répondra aux deux questions suivantes en introduisant les concepts d'unité d'analyse et d'échelle d'équivalence. Par la suite, dans la sous-section 1.3 nous procéderons à un bref examen des tendances canadiennes en matière de distribution du revenu pour que les lecteurs aient une idée du phénomène qui intéresse cette étude. Ce sera entre autre l'occasion d'introduire le problème de la mesure de l'inégalité. Enfin, dans la sous-section 1.4 nous discuterons de l'impact de l'inégalité des salaires sur la distribution des revenus. Autrement dit, nous tenterons de répondre à la question suivante: comment une augmentation de l'inégalité des salaires entre les travailleurs se

transfère-t-elle dans la distribution des revenus? Cette dernière question est cruciale puisque les institutions du travail qui nous intéressent précisément (la syndicalisation et le salaire minimum) interviennent directement dans la détermination des salaires et indirectement dans celle des heures de travail.

### 1.1 - Définition des concepts de revenu

Il est important de définir en premier lieu les différents concepts de revenu annuel, qui sont au nombre de trois: le revenu de marché, le revenu total et le revenu après impôt. Le revenu de marché inclut principalement les salaires et les différents traitements du travail, ainsi que les revenus du travail autonome et les revenus nets de l'exploitation d'une entreprise non constituée en société<sup>3</sup>, auxquels s'ajoutent les revenus de régimes de retraite privés, les revenus de placements, les rentes foncières et d'autres revenus en espèce qui ne sont pas des transferts gouvernementaux<sup>4</sup>. Le revenu total additionne au revenu de marché tous les transferts fédéraux et provinciaux versés aux individus dans le cadre de différents programmes sociaux, tel que les prestations d'assurance emploi, les prestations de sécurité de vieillesse et de sécurité du revenu, etc. Enfin, le revenu après impôt soustrait du revenu total l'impôt payé par les individus aux administrations fédérales et provinciales (Frenette et al., 2004, p.10-11; Heisz, 2007, p.20).

Plusieurs études se sont penchées sur la redistribution du revenu au Canada et dans les provinces canadiennes, et il est généralement observé que l'augmentation de l'inégalité des revenus totaux et après impôt s'explique d'abord par la dynamique de

---

<sup>3</sup> Les revenus nets de l'exploitation d'une entreprise non constituée en société ne sont pas pris en compte dans l'EFC. Ils le sont dans l'EDTR et sont inclus dans les revenus de placements.

<sup>4</sup> Il est à noter que les gains de capital ne sont pas pris en compte.

marché, et non pas par les changements qui ont affecté les transferts et l'imposition. À titre d'exemple: Heisz (2007), à partir des données de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) de 1976 à 1997 et des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) de 1993 à 2004, examine l'évolution de l'inégalité des revenus familiaux au Canada, ainsi que l'incidence de la redistribution de ceux-ci par l'intermédiaire de l'imposition et des transferts. L'auteur observe que l'inégalité des revenus de marché, mesuré au moyen du coefficient de Gini<sup>5</sup>, a augmenté durant cette période, en passant de 0.361 en 1979 à 0.428 en 2004, alors que l'incidence totale de la redistribution a eu pour effet de réduire le coefficient de Gini de 21.6% en 1979 et de 26.4% en 2004. C'est en calculant ainsi l'effet direct des transferts et de l'imposition (donc en soustrayant le coefficient du revenu total au revenu de marché, et en soustrayant celui du revenu après impôt au revenu total) pour différents types de familles que l'auteur en arrive à la conclusion que les réformes apportées durant les années 1990 à l'assurance emploi et aux différents programmes provinciaux d'aide sociale, tel que les réductions des indemnisations et le durcissement des conditions d'attribution, n'ont pas eu d'impact direct sur l'augmentation de l'inégalité des revenus après impôt, qui est pourtant passé de 0.283 en 1979 à 0.315 en 2004. Celle-ci ne s'expliquerait pas par des transferts moins généreux, mais plutôt par une augmentation structurelle de l'inégalité des revenus de marché qui a caractérisée les années 1990 et qui n'a pas été neutralisée par une augmentation suffisante de la redistribution.

À partir des mêmes enquêtes de ménage et pour la même période couverte, Crespo (2007) en arrive à des conclusions similaires pour la province du Québec. Il

---

<sup>5</sup> Le coefficient de Gini est une mesure de l'inégalité dont la valeur varie entre 0 (égalité parfaite) et 1 (inégalité parfaite). Nous reviendrons plus en détail sur la définition dans la sous-section 1.3.

observe que l'inégalité a suivi une tendance à la baisse durant les années 1980, et que cette tendance s'est renversée au tournant des années 1990 pour continuer de croître jusqu'en 2004. À l'aide d'une méthode de décomposition du coefficient de Gini, il observe également que la composante des transferts et celle des impôts payés sont les seules à avoir contribué à la baisse de l'inégalité des revenus pour l'ensemble de la population, alors que le revenu de marché est l'unique composante à l'avoir augmenté et à avoir contribué au renversement de la tendance au début des années 1990. L'auteur en arrive donc à la conclusion que l'augmentation de l'inégalité des revenus familiaux jusqu'en 2004 s'explique principalement par la dynamique de marché, qui « *renvoie à l'ensemble des opérations sur le marché du travail et les marchés financiers, lesquels influent sur la distribution du revenu d'une population, sous forme de gains du travail, d'intérêts sur le capital, etc.* » (p. 11)

Le tableau 1.1 affiche les coefficients de Gini mesurés au Canada pour la période allant de 1981 à 2008. Les coefficients sont présentés pour les différents concepts de revenu. À partir de ce jeu de données nous constatons que l'inégalité des revenus de marché est celle qui a augmenté le plus durant cette période, soit de 18.9%, suivi de l'inégalité des revenus totaux (16.1%) et de l'inégalité des revenus après impôt (10.4%). Alors que les transferts réduisaient l'inégalité des revenus de marché de 16.2% en 1981, ils avaient pour effet de la réduire de 20.0% en 1998, au moment à partir duquel l'inégalité des revenus de marché commença à stagner. Nous observons également que l'effet réducteur de l'imposition a augmenté entre 1981 et 2008, bien qu'il ait diminué entre 1998 et 2008 (à l'instar des transferts).

**Tableau 1.1 - Évolution de l'inégalité des revenus des ménages au Canada, mesurée par le coefficient de Gini, 1981-2008.**

	Revenu de marché	Revenu total	Effet direct des transferts	Revenu après impôt	Effet direct des impôts
1981	0.37	0.31	-16.22%	0.29	-6.45%
1988	0.39	0.32	-17.95%	0.28	-12.50%
1998	0.45	0.36	-20.00%	0.31	-13.89%
2008	0.44	0.36	-18.18%	0.32	-11.11%
1981-2008					
(Δ%)	18.90%	16.10%		10.40%	

Notes: Les coefficients de Gini sont calculés à partir des revenus des ménages ajustés par individu. L'effet direct des transferts est exprimé en pourcentage du coefficient de Gini pour les revenus de marché, et l'effet direct des impôts est exprimé en pourcentage du coefficient de Gini pour les revenus totaux.

Source: Statistique Canada, tableau CANSIM: 202-0709

Notre étude portera précisément sur l'inégalité des revenus de marché et nous souhaitons estimer l'impact de la densité syndicale et du salaire minimum réel sur la distribution des revenus avant même que n'interviennent l'effet redistributif des paiements de transferts et de l'imposition. Puisque ces institutions du travail auraient pour effet de restreindre l'inégalité des *salaires* qui se forment entre les travailleurs, il serait d'autant plus intéressant de savoir si ces institutions ont également eu des répercussions sur la distribution des *revenus* dans l'ensemble de la population. Il reste maintenant à définir l'unité d'analyse ainsi que l'échelle d'équivalence à appliquer pour obtenir des revenus ajustés par individu.

## 1.2 - Définition de l'unité d'analyse et de l'échelle d'équivalence

L'étude de la distribution des revenus exige que nous retenions une unité d'analyse qui sert de compte de base dans l'agrégation des revenus par logement ou par unité familiale. Les deux principales unités d'analyse utilisées sont la famille

économique et le ménage. D'après les définitions officielles de Statistique Canada, la famille économique est un groupe d'au moins deux personnes ou plus qui sont apparentées par le sang, par alliance, par adoption ou qui vivent en union libre (Murphy et al., 2010, p.10)<sup>6</sup>. Lorsque nous retenons cette unité d'analyse, les personnes hors familles sont considérées comme vivant seules et ne sont représentées que par leur revenu individuel. La définition du ménage est plus inclusive en ce qu'elle regroupe tous les individus non-apparentés et les familles qui partagent un même logement (Murphy et al., 2010, p.11)<sup>7</sup>. Par exemple, si nous considérons trois cas: une personne qui vit seule, deux personnes non-apparentées qui vivent ensemble, et une famille économique qui cohabite avec une personne non-apparentée. Dans ces trois cas, il s'agit d'un ménage. Si deux couples partagent un même logement, il s'agit également d'un seul et même ménage regroupant deux familles économiques.

Le choix de l'unité d'analyse est important puisque le revenu de référence est rapporté au niveau de celle-ci. Il est important également dans la mesure où il détermine le poids à utiliser pour obtenir un revenu ajusté par personne. Bien qu'il n'y ait pas de consensus sur le choix de l'unité d'analyse dans la littérature, l'unité qui a été la plus utilisée dans les études nord américaines est celle de la famille économique, souvent considérée comme le type de regroupement de personnes le plus réaliste dans un ménage (Crespo, 2007, p.18). Le ménage est cependant l'unité de base la plus utilisée à l'échelle internationale à des fins de comparaison, notamment par l'OCDE et l'Enquête Salariale du Luxembourg, de même qu'elle a été recommandé pour la révision de la mesure du faible revenu utilisée par Statistique Canada (Murphy et al., 2010).

---

<sup>6</sup> Pour une source officielle, voir: <http://www.statcan.gc.ca/concepts/definitions/fam-econ-fra.htm>

<sup>7</sup> Pour une source officielle, voir: <http://www.statcan.gc.ca/concepts/definitions/house-menage-fra.htm>



Puisque le bien-être de l'individu est le point de départ de tout indicateur social (Atkinson, 2002, p.27, dans Crespo, 2007, p.17), il s'en suit que le revenu agrégé au niveau familial ou au niveau du ménage en est un mauvais indicateur s'il n'est pas ajusté d'une façon ou d'une autre à l'individu pour rendre compte de son bien-être économique individuel (Jenkins, 1991, p.7). Cela nous amène donc à discuter du choix de l'échelle d'équivalence. L'échelle d'équivalence est un poids qui sert à pondérer les revenus des familles ou des ménages pour obtenir l'équivalent d'un revenu individuel qui tient compte des économies d'échelle, tel que l'expliquent plus en détails Murphy et al. (2010, p.8):

Les échelles d'équivalence sont utilisées afin de prendre en compte les économies d'échelles relatives à la consommation des différentes tailles et compositions de famille. Une famille de deux membres nécessite un plus gros revenu qu'une famille d'une personne, mais ce revenu ne doit pas forcément être deux fois plus élevé pour maintenir le même niveau de vie. Par conséquent, si une famille composée d'un membre a besoin d'une unité de revenu, la famille de deux membres en nécessite plus d'une, mais moins de deux.

L'une des échelles d'équivalence les plus répandues est la racine carrée du nombre de personnes qui compose la famille ou le ménage, et c'est notamment celle qui est appliquée depuis 2009 par Statistique Canada aux données que nous utiliserons et qui ont été compilé par l'agence à partir des fichiers maître de l'EDTR et l'EFC.

Dans le cadre de cette étude, et pour des raisons de disponibilité des données, nous utiliserons donc le revenu de marché ajusté par individu, et l'unité d'analyse retenue sera celle du ménage. Nous nous servirons plus particulièrement des données compilées sur le coefficient de Gini par province et par année disponibles à ce jour sur

CANSIM<sup>8</sup> (tableau: 202-0709). Ainsi, chaque individu est représenté par le revenu de son ménage ajusté par la racine carrée du nombre de personnes qui le compose. Par exemple, une personne seule (hors-famille) qui partage un logement avec deux autres personnes est représentée par la somme des revenus de chaque membre pondérée par la racine carrée de 3. Il est possible de retenir un échantillon limité aux individus qui déclarent faire parti d'une famille économique, mais ceux-ci sont tout de même représentés par le revenu de leur ménage.

L'utilisation du revenu de ménage ajusté par individu revient à postuler que les économies d'échelles réalisées dans un ménage de deux personnes non apparentées sont équivalentes à celles qui sont réalisées par un couple (une famille économique de deux personnes). Ce postulat peut sembler plutôt fort, dans la mesure où il est peu probable que deux individus non apparentés combinent leurs revenus de la même façon qu'un couple le fait (Gottschalk et Danziger, 2005, p.235), ce qui nous amène à surestimer les économies d'échelles dans plusieurs ménages. Cependant, postuler qu'il n'y a aucune économie d'échelle dans un ménage de personnes non apparentées serait tout aussi fort, dans la mesure où celles-ci partagent vraisemblablement plusieurs coûts importants, dont le loyer. Tel que l'expliquent Murphy et al. (2010, p.9), l'utilisation de la famille économique comme unité d'analyse revient implicitement à émettre l'hypothèse que les économies d'échelles ne sont générées qu'à l'intérieur des familles, ce qui revient donc à ignorer les économies d'échelles au niveau des ménages, et c'est une des raisons pour

---

<sup>8</sup> La plupart des données utilisées sont obtenues à partir de tableaux disponibles sur la base de données en ligne CANSIM de Statistique Canada, par l'intermédiaire du distributeur E-STAT. <http://www.statcan.gc.ca/estat/estat-fra.htm> (consulté le 01-07-11)

lesquelles les auteurs suggèrent d'utiliser le ménage plutôt que la famille économique pour réviser la mesure de faible revenu.

En résumé, nous venons de définir les concepts préliminaires importants dont il faut tenir compte préalablement à l'analyse de la distribution des revenus, à savoir le concept de revenu, l'unité d'analyse et l'échelle d'équivalence. Nous avons déterminé que le revenu de marché du ménage ajusté par individu est celui dont la distribution intéresse cette étude et sur laquelle porteront nos analyses subséquentes, et nous pouvons maintenant décrire certaines tendances canadiennes dans l'évolution de cette distribution à l'aide de différentes mesures.

### 1.3 - Évolution récente de la distribution du revenu au Canada

Tel qu'il a été mentionné plus haut, les deux enquêtes de ménage utilisées pour nos variables dépendantes (et pour toute autre statistique présentée dans cette sous-section) sont l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) et l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC)<sup>9</sup>. Nous utilisons les données déjà compilées par Statistique Canada et disponible sur CANSIM (tableaux 202-0709 et 202-0707) pour la période allant de 1981 à 2008. L'agence a compilé ces statistiques à partir des fichiers transversaux, et la taille de l'échantillon varie entre, approximativement, 12000 et 43000 ménages dans le cadre de l'EFC, et tourne autour de 34000 ménages à partir de 1996 dans le cadre de l'EDTR (Heisz, 2007, p.17). Le taux de participation tourne autour de 80% dans le cas de l'EFC, et varie entre 80 et 85% pour l'EDTR (Frenette et al., 2004, p.8). Enfin, il est à noter que depuis le commencement de l'EDTR, les répondants ont la

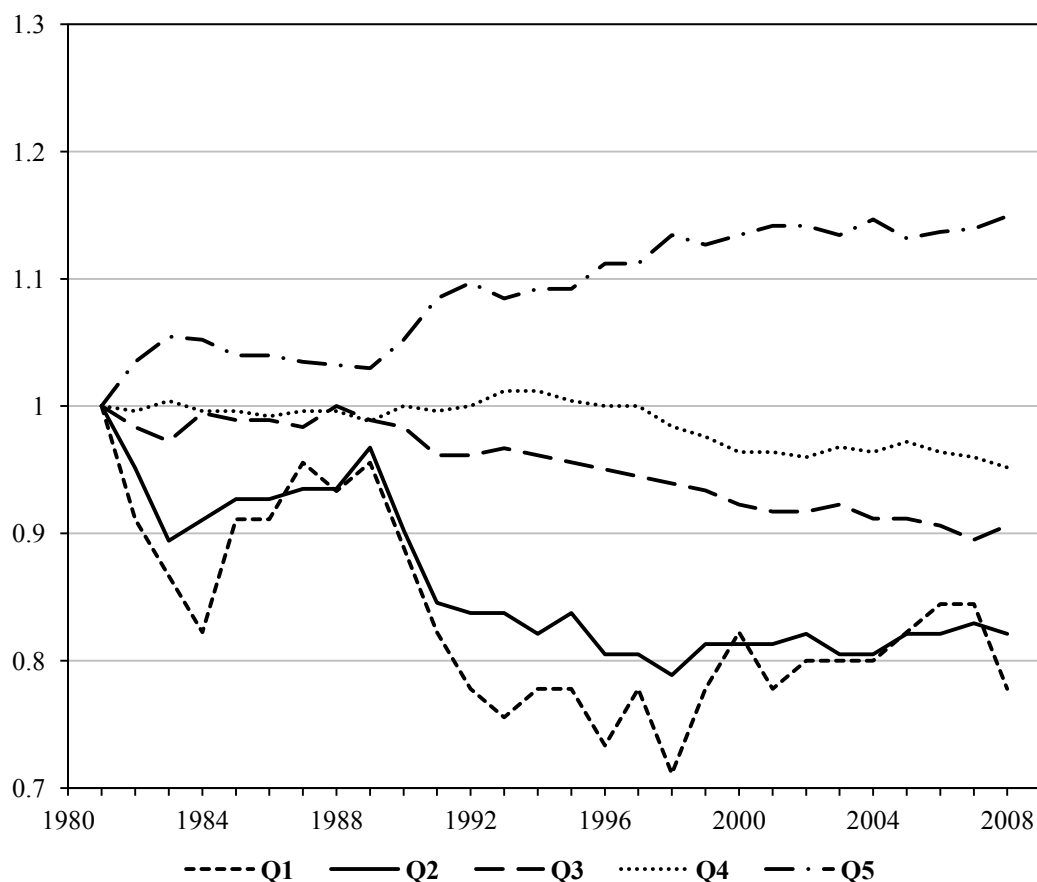
---

<sup>9</sup> L'EDTR a remplacé l'EFC en 1996.

possibilité d'autoriser Statistique Canada à coupler les données recueillies avec leur dossier fiscal T1, et plus de 80% des répondants acceptent (Frenette et al, 2004, p.8). Toutes les statistiques qui sont présentées dans cette sous-section sont en dollars constant de 2008 et se rapportent au revenu de marché ajusté par individu en fonction de la taille des ménages.

Afin d'illustrer l'évolution dans la distribution du revenu entre les ménages canadiens, il s'avère intéressant de diviser cette distribution en quintiles, c'est à dire par tranches de 20% de la population des ménages ordonnée en fonction de leur revenu, et d'observer ainsi l'évolution des parts relatives de revenu agrégées par quintile, tel qu'illustrée à la figure 1.1. À la base, ces parts de revenus sont donc exprimées en pourcentage du revenu total de l'ensemble de la population, et nous les avons normalisées à 1 (1981 = 1) pour faciliter la présentation visuelle et la comparaison des tendances. Si nous regardons la part de revenu des deux premiers quintiles (celle qui va à 40% des ménages les moins nantis), on peut observer que celle-ci a diminué brièvement au début des années 1980, pour ensuite retrouver du terrain jusqu'en 1989. Il s'ensuit une tendance à la baisse jusqu'en 1998, qui se renverse par la suite jusqu'en 2007. Ainsi, lors du creux de 1998, les parts relatives du revenu de marché pour le premier quintile et le deuxième quintile avaient diminué respectivement de 29% et 21% en rapport à ce qu'elles étaient en 1981, passant ainsi de 4.5% à 3.2% pour la part du premier quintile, et de 12.3% à 9.7% pour celle du deuxième, moment à partir duquel les parts ont commencé à osciller à la hausse et parfois à la baisse, sans afficher de tendance claire jusqu'en 2008.

**Figure 1.1 - Évolution des part relatives du revenu de ménage agrégées par quintile au Canada entre 1981 et 2008 (1981 = 1)**



Note: Q = quintile. Parts relatives des revenus de ménage agrégées par quintile et normalisées à 1 (1981 = 1). Ces parts relatives sont la somme des revenus de marché (par quintile) rapportés au niveau des ménages (en dollars constants de 2008) et pondérées par la racine carrée du nombre d'individus qui les composent, pour l'ensemble des unités familiales (familles économiques et personnes hors-famille)

Source: Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, Enquête sur les finances des consommateurs, Statistique Canada, Tableau CANSIM: 202-0707

Comparativement aux quintiles les plus riches, la part relative du revenu de ces ménages les moins nantis a été plus instable durant toute la période à l'étude. Quant aux parts de revenu du troisième et du quatrième quintile, celles-ci sont restées relativement stables jusqu'en 1988 et 1994 respectivement, puis elles ont commencé à décliner de façon plutôt linéaire jusqu'en 2008. Ainsi, la part de revenu du troisième quintile a

diminué de 10% entre 1988 et 2008, passant de 18.1% à 16.4%, et celle du quatrième quintile a diminué de 6% entre 1994 et 2008, passant de 25.2% à 23.7%. Quant à la part de revenu du cinquième quintile, elle a augmenté d'environ 15% durant toute la période à l'étude, passant ainsi de 40.2% à 46.2% et à un rythme qui s'accroît à partir de 1990.

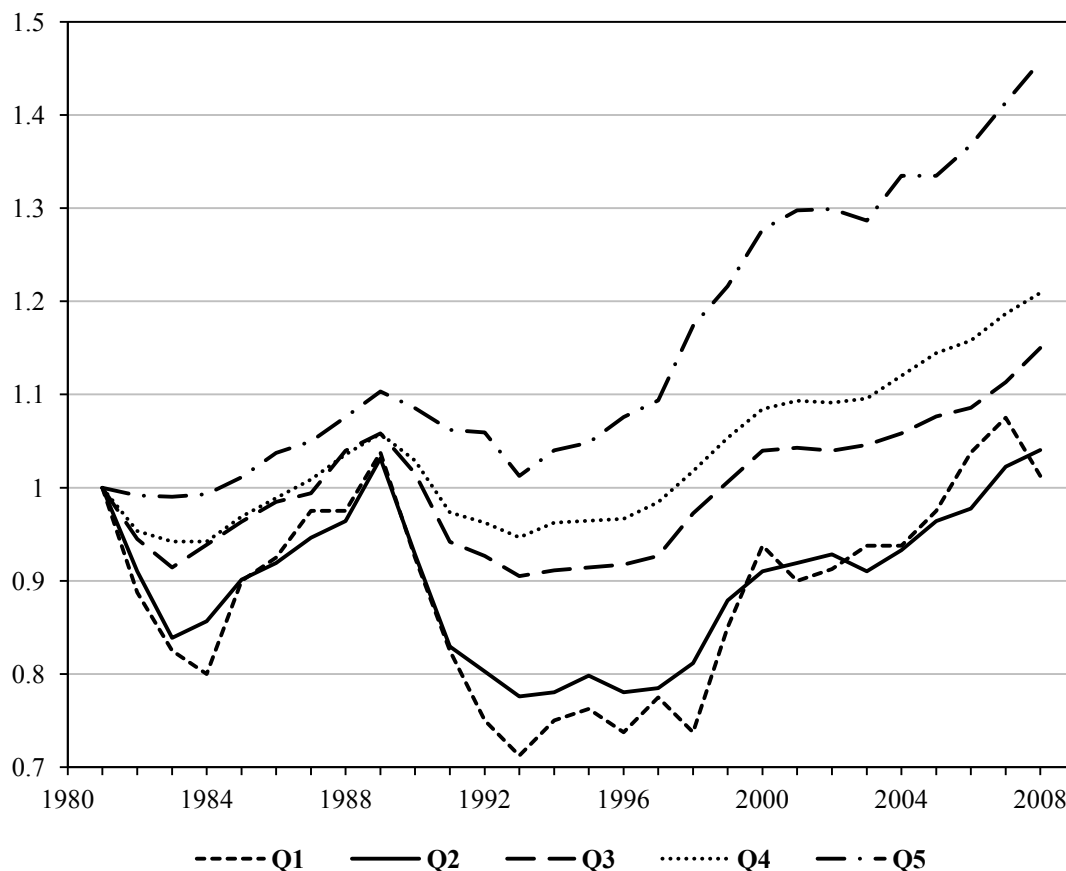
Si nous regardons plutôt l'évolution des revenus moyens par quintile<sup>10</sup>, celle-ci peut, à première vue, sembler contraster avec ce qui vient d'être observé à la figure 1.1 pour les parts relatives de revenu. Tel qu'il nous est donné de voir à la figure 1.2, les revenus moyens de tous les quintiles ont augmenté entre 1981 et 2008, mais plus fortement pour les trois quintiles supérieurs. Le cinquième quintile a vu son revenu moyen augmenter de 45% durant cette période, en passant de 72600\$ à 105800\$, alors que ceux du quatrième et du troisième quintile ont connu une augmentation plus modeste d'environ 20% et 15% respectivement et passant ainsi de 45000\$ à 54400\$ et de 32700\$ à 37600\$.

Quant aux revenus moyens du premier et du deuxième quintile, ils n'avaient augmenté que très marginalement en 2008 par rapport à ce qu'ils étaient au début de la période à l'étude, après avoir plongé de façon remarquable à deux reprises durant la période à l'étude. Ainsi, l'augmentation plus prononcée du revenu moyen du cinquième quintile s'est faite (relativement parlant) au détriment de la part du revenu des quintiles inférieurs, tel que nous pouvons l'observer à la figure 1.1, et comme le revenu moyen du cinquième quintile est relativement moins sensible aux phases de récession économique, il s'en suit que sa part de revenu a augmenté subitement durant les récessions du début

---

<sup>10</sup> Il s'agit bien ici de moyennes et non pas de percentiles. Ainsi, le revenu moyen du cinquième quintile n'est pas le P90, ni la valeur maximale de ce quintile.

**Figure 1.2 - Évolution des revenus moyens par quintile de ménages au Canada entre 1981 et 2008 (1981 = 1)**



Note: Q = quintile. Revenus moyens des ménages par quintile et normalisés à 1 (1981 = 1). Moyennes calculés à partir des revenus de marché (en dollars constants de 2008) rapportés au niveau des ménages et pondérés par la racine carrée du nombre d'individus qui les composent, pour l'ensemble des unités familiales (familles économiques et personnes hors-famille)

Source: Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, Enquête sur les finances des consommateurs, Statistique Canada, Tableau CANSIM: 202-0707

des années 1980 et 1990.

L'évolution des parts de revenus est révélatrice, puisqu'elle nous permet de voir quelles ont été les parties de la distribution qui ont été les plus affectées (positivement ou négativement) par l'augmentation contemporaine des inégalités de revenu. Cependant, ces données agrégées par quintile sont imprécises. Par exemple: le simple

fait d'utiliser des déciles (des tranches de 10%) au lieu des quintiles nous aurait permis de constater que la part de revenu du cinquième quintile est, en réalité, plus fortement concentrée dans le dixième décile (Yalnyzian, 2007, dans Osberg, 2007, p.5)<sup>11</sup>. Et si nous divisions le dixième décile en deux parties égales, nous constaterions que la plus grande partie de son revenu agrégé est concentrée dans la part des 5% des plus riches (Saez et Veall, 2003). Il va donc également de soi que le revenu moyen du cinquième quintile, dont nous avons observé l'évolution, est affecté par les valeurs extrêmes des ménages les plus riches<sup>12</sup>.

Il est nécessaire d'avoir recours à une mesure de synthèse qui permet d'apprécier le degré de l'inégalité dans l'ensemble de la distribution des revenus entre les ménages et qui rend compte des différences individuelles. De toutes les mesures connues, le coefficient de Gini est la plus utilisée (Jenkins, 1991, p.15; Atkinson et al, 2002, p.125; Osberg, 2007, p.9), et nous l'emploierons comme mesure principale pour notre variable dépendante dans nos analyses de régression. Ce coefficient prend une valeur qui varie entre 0 (en situation d'égalité parfaite) et 1 (en situation d'inégalité parfaite), et se calcule à partir d'une courbe de Lorenz qui trace la distribution cumulative des revenus pour une population ordonnée en fonction du revenu. Il est possible de construire ce genre courbe de manière très approximative à l'aide des parts de revenu agrégées par quintile. À titre d'illustration, et pour clarifier l'explication du coefficient de Gini, nous allons utiliser les données du tableau 1.1 pour construire la courbe de Lorenz de 1981 et celle de 2008 pour la distribution du revenu entre les ménages.

---

<sup>11</sup> Ce type de données par décile n'est pas disponible à ce jour sur CANSIM, nous avons donc du nous contenter des données compilées par quintile.

<sup>12</sup> À ce jour, les revenus médians par quintile ne sont pas disponibles sur CANSIM.



**Tableau 1.2 - Parts de revenu de marché agrégés par quintile, pour 1981 et 2008**

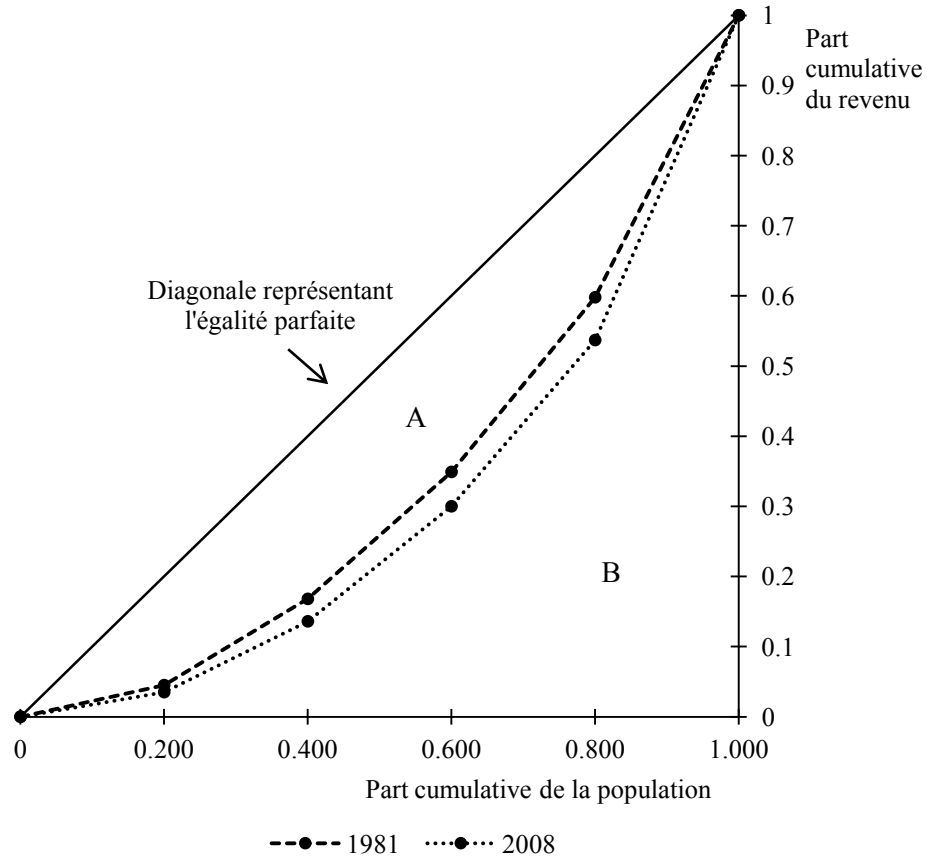
	1981					2008				
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
Parts de revenu par quintile	0.045	0.123	0.181	0.249	0.402	0.035	0.101	0.164	0.237	0.462
Part de revenu cumulative	0.045	0.168	0.349	0.598	1.000	0.035	0.136	0.300	0.537	1.000
Population cumulative	0.200	0.400	0.600	0.800	1.000	0.200	0.400	0.600	0.800	1.000

Note: Q = quintile. Les revenus de marché des ménages sont ajustés par personne et agrégés par quintile, pour l'ensemble des ménages canadiens. Les totaux peuvent être légèrement affectés par effet d'arrondissement des données.

Sources: Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, Enquête sur les finances des consommateurs, Statistique Canada, Tableau CANSIM: 202-0707

Le tableau 1.1 affiche les parts de revenu de chaque quintile en 1981 et 2008, ainsi que la part cumulative du revenu et celle de la population des ménages. Nous utilisons ces informations pour construire les deux courbes de Lorenz à la figure 1.3. La population cumulative est représentée en abscisse, et le revenu cumulatif est représenté en ordonnée. Une courbe de Lorenz est tracée pour chaque année, ainsi qu'une diagonale de référence qui représente l'égalité parfaite. Par définition, le coefficient de Gini est calculé en divisant la surface A, qui est contenue entre la diagonale et l'une des courbes de Lorenz, par la surface totale A+B. Lorsque la surface A est égale à 0, nous obtenons un coefficient d'une valeur de 0, ce qui représente l'égalité parfaite (tous les ménages reçoivent une part égale du revenu), et lorsque la surface B est égale à 0, nous obtenons un coefficient d'une valeur de 1, ce qui représente un cas d'inégalité parfaite (un seul ménage reçoit la totalité du revenu). À partir de la figure 1.3, nous pouvons observer que la courbe de Lorenz s'est éloignée de la diagonale entre 1981 et 2008, ce qui signifie donc que l'aire de la surface A s'est accrue, et donc que l'inégalité dans la distribution était, par définition, plus élevée en 2008 qu'en 1981.

**Figure 1.3 - Courbes de Lorenz tracées à partir des parts cumulatives de revenu par quintile de 1981 et de 2008 pour le Canada**



Source: Nous utilisons les données du tableau 1.1 pour tracer ces courbes de Lorenz.

Formellement, si  $X_i$  représente un point sur l'abscisse, et  $Y_i$  représente un point sur l'ordonnée, le coefficient de Gini peut être calculé selon la formule suivante (Haughton et Khandker, 2009, p.104):

$$Gini = 1 - \sum_{i=1}^N (X_i - X_{i-1})(Y_i + Y_{i-1}) \quad (1.1)$$

où  $i$  sont les individus, et  $N$  est le nombre d'individus. Si, comme dans notre cas, nous utilisons plutôt des proportions cumulatives agrégées par quintile, donc par intervalles égaux ( $N = 5$ ), alors la formule 1.1 peut être simplifiée à la formule suivante:

$$Gini = 1 - \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N (Y_i + Y_{i-1}) \quad (1.2)$$

où  $N$  représente le nombre d'intervalles réguliers, et  $i$  représente les quintiles. En appliquant la formule 1.2 aux données du tableau 1.1, nous obtenons un coefficient de Gini de 0.336 pour l'année 1981 et de 0.397 pour l'année 2008, ce qui signifie donc que le ratio de la surface A divisée par la surface totale A+B (autrement dit: le coefficient de Gini) a augmenté de 18.2% au cours de cette période. Bien que l'exemple soit illustratif, les coefficients ainsi obtenus sont numériquement inférieurs à ceux qui sont déjà compilés par Statistique Canada à partir des fichiers maîtres des deux enquêtes (0.369 pour 1981 et 0.439 pour 2008) et sous-estiment l'inégalité de revenu. Cela est dû au fait que nous les avons calculés à partir de données groupées par quintile plutôt qu'à partir d'observations individuelles, ce qui implique une perte de précision.

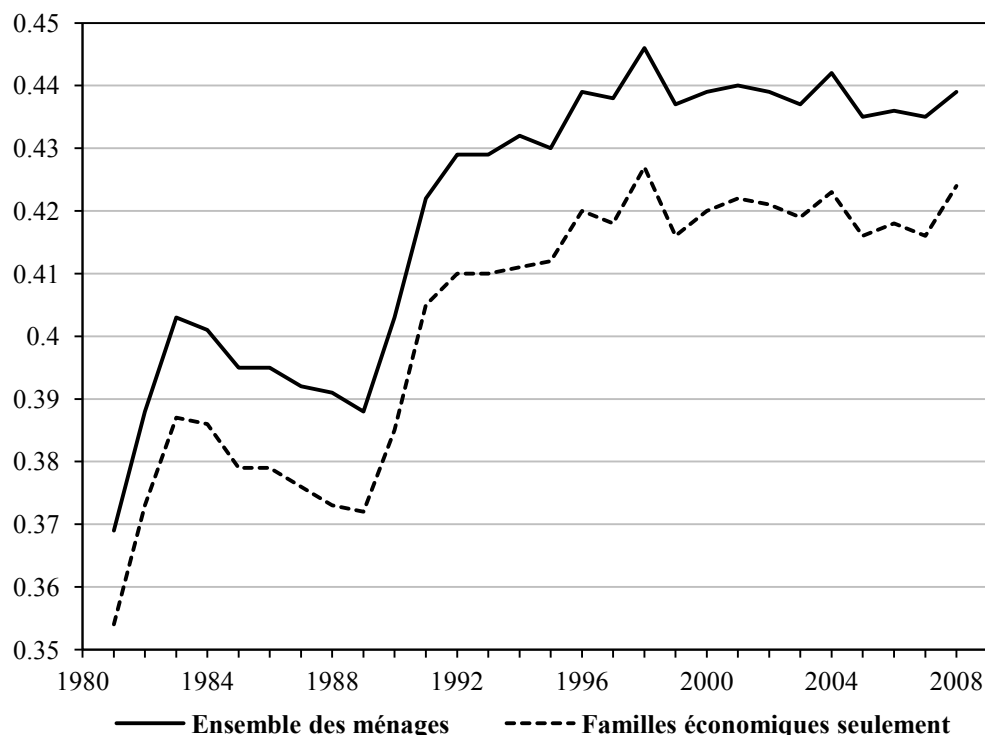
La figure 1.4 illustre l'évolution du coefficient de Gini au Canada entre 1981 et 2008, pour l'ensemble des ménages (familles économiques et personnes hors-familles), et séparément pour les familles économiques seulement<sup>13</sup>. Nous observons d'abord que l'inégalité des revenus est systématiquement plus élevée lorsque nous incluons les personnes hors-familles, bien que les deux statistiques soient très fortement corrélées<sup>14</sup>

---

<sup>13</sup> Tel que nous l'avons déjà mentionné, nous n'avons pas accès à des statistiques calculées à partir de «revenus familiaux». CANSIM nous offre cependant la possibilité de retenir un échantillon d'individus qui ont déclaré vivre dans une famille économique et qui sont représentés par leur revenu de ménage ajusté par personne. Puisque la famille se voit souvent accorder une importance particulière dans l'analyse de politiques publiques, toutes nos estimations ont été refaites à partir d'un échantillon limité aux familles pour vérifier la sensibilité de nos résultats principaux à l'inclusion ou non des personnes seules. Nous avons pu observer certaines différences quantitatives mineures au niveau des coefficients estimés et des valeurs de  $t$ , mais celles-ci n'affectent pas nos principales observations et conclusions. En conséquence, ces résultats d'estimation additionnels ne seront pas communiqués dans le présent document.

<sup>14</sup> Pour le Canada:  $r = 0.998$  (28 observations). Pour l'ensemble des provinces:  $r = 0.989$  (280 observations).

**Figure 1.4 - Évolution de l'inégalité dans la distribution des revenus de marché au Canada entre 1981 et 2008, mesurée par le coefficient de Gini**



Note: Coefficients de Gini calculés à partir des revenus de marché rapportés au niveau des ménages et ajustés par la racine carrée du nombre d'individus qui les composent, pour l'ensemble des ménages (incluant les personnes hors-familles), et pour les familles économiques de deux personnes et plus seulement.

Source: Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, Enquête sur les finances des consommateurs, Statistique Canada, Tableau CANSIM: 202-0709

et suivent les mêmes tendances. Entre 1981 et 2008, le coefficient de Gini a suivi une tendance à la hausse dans les deux cas, augmentant ainsi de 19% pour l'ensemble des ménages (en passant de 0.369 à 0.439) et de 20% pour les familles économiques seulement (en passant de 0.354 à 0.424). Les deux séries ont été marquées par une hausse de l'inégalité des revenus entre 1981 et 1983, suivi d'une tendance à la baisse jusqu'en 1989. La tendance se renversa par la suite et l'inégalité des revenus recommença à augmenter à un rythme beaucoup plus drastique jusqu'en 1998, pour ensuite se stabiliser et osciller.

L'usage du coefficient de Gini est très répandu, de par sa simplicité d'interprétation et sa disponibilité, mais aussi parce qu'il satisfait les critères d'une bonne mesure de l'inégalité (Haughton et Khandker, 2009, p.105-106; Jenkins, 1991, p.17-19). Bien que le coefficient de Gini soit sensible aux changements dans toutes les parties de la distribution du revenu, il est cependant plus sensible aux changements qui affectent le milieu de la distribution et moins à ceux qui affectent les extrémités inférieures ou supérieures de celle-ci (Atkinson et al., 2002, p.125). Mais pour des raisons de disponibilité et par soucis de comparabilité avec les autres études qui l'utilisent, nous avons arrêté notre choix sur cette mesure.

Avant de procéder à la discussion théorique sur les déterminants de l'inégalité des salaires et des revenus et sur l'impact des institutions du travail, il importe de revenir sur les différentes composantes du revenu de marché pour mieux saisir comment l'inégalité dans la distribution des salaires peut se transférer dans la distribution des revenus. Ce sera l'objet de la dernière sous-section suivante.

#### 1.4 - De l'inégalité des salaires à l'inégalité des revenus

La structure salariale suscite l'intérêt des chercheurs qui tentent d'estimer l'impact distributif des changements susceptibles d'affecter l'offre et la demande relatives de travail « qualifié »<sup>15</sup>, ainsi que le prix du travail pour différents types de main-d'œuvre. Elle suscite également l'intérêt de ceux qui cherchent à évaluer l'effet médiateur des institutions du travail qui seraient susceptibles de pouvoir contraindre les

---

<sup>15</sup> Les discussions théoriques (et certains travaux empiriques) simplifient souvent la réalité en classant les travailleurs au sein de deux catégories: la main-d'œuvre qualifiée et la main-d'œuvre peu qualifiée. Ainsi, on parle souvent du salaire relatif des travailleurs qualifiés en rapport à celui des travailleurs peu qualifiés, déterminé par le croisement de la demande relative et de l'offre relative de main-d'œuvre qualifiée.

pressions exercées par la dynamique de marché sur les salaires. Quant à la distribution des revenus, celle-ci intéresse l'analyse de politiques publiques puisqu'elle reflète davantage la distribution du bien-être économique entre les familles ou les ménages. L'étude de la distribution des revenus est différente de celle des salaires puisqu'elle implique de tenir compte également des individus qui ne sont pas en emploi (i.e.; les chômeurs, les enfants et les personnes inactives) au moment de l'agrégation des revenus individuels par unité familiale ou par ménage, alors que l'étude de la distribution des salaires se fait normalement à partir d'un échantillon d'individus qui occupent un emploi et qui sont représentés par leur salaire individuel. Nous savons que l'inégalité des revenus et l'inégalité des salaires évoluent généralement en tandem et dans le même sens, ce qui laisse croire a priori qu'elles partagent un certain nombre de facteurs explicatifs en commun (Gottschalk et Danziger, 2005, p. 232). Il importe cependant de démêler les deux composantes du revenu de marché: les revenus de capital et les revenus du travail.

#### 1.4.1 La composante des revenus de capital

Nous savons que les revenus de capital sont plus inégalement répartis que les gains de travail (Piketty, 2008, p.62). Théoriquement, un changement au niveau de la part du travail<sup>16</sup> dans une économie donnée peut avoir un impact sur la distribution des revenus de marché, dépendamment de la dispersion relative des gains de travail et de celle des revenus de capital, ainsi qu'en fonction de la corrélation qui s'établit entre ces deux composantes du revenu de marché (Atkinson et Bourguignon, 2000, p. 9). Les données déjà compilées par Statistique Canada pour l'EDTR et l'EFC, et qui nous sont

---

<sup>16</sup> L'agrégation de la rémunération et des autres traitements du travail d'une province ou d'un pays en pourcentage de son PIB.

facilement accessibles par l'entremise de CANSIM, ne nous permettent pas d'isoler les revenus de capital pour pouvoir estimer la dispersion relative de ceux-ci séparément de celle des gains de travail, ni d'écarter les revenus de capital pour limiter ainsi l'analyse à la distribution des gains de travail entre les ménages. Nos analyses subséquentes pourraient donc souffrir d'un biais d'omission important si, d'une part, la distribution des revenus de capital ne s'explique pas (ou si elle ne s'explique qu'en partie seulement) par les forces du marché du travail, et si, d'autre part, sa contribution à l'augmentation de l'inégalité des revenus s'avérait avoir été importante. Un rapport de l'OCDE (2011, p.8) nous indique cependant que la part relative des revenus de capital en pourcentage du revenu total (agrégé par quintile) est restée stable pour l'ensemble des ménages entre 1985 et 2005 au Canada, tant pour la tranche de revenu du quintile supérieur que pour celle du quintile inférieur. Le rapport ajoute également que les revenus de capital ont peu contribué à l'augmentation de l'inégalité des revenus qui a été observée dans l'ensemble pays membres de l'OCDE durant cette période. Piketty (2008, p.62) dresse un constat similaire:

Même si l'opposition entre des revenus du capital très inégalement répartis et des revenus du travail supposés homogènes a beaucoup marqué l'analyse de l'inégalité, le fait est que la plus grande partie des inégalités de revenu s'explique aujourd'hui, et sans doute depuis très longtemps, par l'inégalité des revenus du travail eux mêmes (...)

Saez et Veall (2003) en arrivent à une conclusion similaire. À partir de données fiscales, ces deux auteurs construisent différentes séries temporelles sur l'évolution des hauts revenus entre 1920 et 2000 au Canada, et ils observent que les revenus du travail

occupent une part de plus en plus importante dans le revenu des individus les plus riches, tant au Canada qu'aux États-Unis:

(...) until the 1960s, top incomes in both countries were mostly composed of passive capital income and the share of labor income was small. However, the dramatic increase in top income shares over the last 20 years is due to a surge in the top wages and salaries. As a result, today the income earners have, to a large extent, replaced rentiers at the top of the income distribution. (p.33)

À la lumière de tout ceci, et compte tenu du fait que la grande majorité des études que nous avons pu consulter (et qui sont similaires à la nôtre sur le plan méthodologique) font tout simplement abstraction des revenus de capital dans leur modèle théorique (et ce, même si elles retiennent un concept de revenu qui les inclue), nous prendrons donc pour acquis que l'évolution contemporaine de l'inégalité des revenus de marché s'explique d'abord par la dynamique du marché du travail, par les institutions du travail, ainsi que par certains changements sociodémographiques dont nous tiendrons compte. Il est donc nécessaire de comprendre d'abord comment l'impact d'un changement dans la distribution des salaires entre les travailleurs, et par extension dans la distribution des gains de travail annuels entre les individus, se transfère dans la distribution des revenus entre les familles ou les ménages.

#### 1.4.2 - La composante des gains de travail

Plus formellement, nous reprenons ici l'explication (que nous adaptons en parti) de Gottschalk et Danziger (2005, p. 232-233) et nous l'appliquons aux ménages.. La distribution des revenus de marché annuel  $Y$  entre les ménages  $m$ ,  $f_Y(Y_m)$ , où chaque ménage  $m$  compte pour une unité, est étroitement liée à la distribution des salaires



horaires individuels  $W$ ,  $f_w(W_i)$ , où chaque individu  $i$  compte pour une unité. D'abord, le revenu de ménage  $Y_m$  ajusté par personne est égale à la somme de ses gains de travail annuels,  $E_m$ , et de ses revenus annuels de capital<sup>17</sup>,  $K_m$ , divisée par la racine carrée du nombre de personnes  $n_m$  qui le compose pour ajuster ainsi son revenu  $Y_m$  par la taille du ménage:

$$Y_m = (E_m + K_m) / \sqrt{n_m} \quad (1.3)$$

Ensuite, les gains de travail<sup>18</sup> du ménage  $E_m$  sont définis comme étant la somme du produit du salaire horaire  $W_p$  et des heures annuellement travaillées  $H_p$  pour chaque personne  $p$  (active ou non sur le marché du travail) composant le ménage  $m$  et faisant partie de l'ensemble de la population d'individus  $i$  ( $p \in i$ ), et les revenus de capital  $K_m$  sont définis comme étant la somme des revenus de capital  $K_p$  perçus par chacune de ces personnes  $p$ :

$$Y_m = \sum_p ((W_p H_p) + K_p) / \sqrt{n_m} \quad (1.4)$$

La distribution du revenu  $Y_m$ , ajusté par la taille des ménages dépend donc de la distribution jointe des salaires et heures de travail, ainsi que de la distribution des revenus de capital de chaque individu  $i$  qui forme l'ensemble de ces ménages:

$$f_y(Y_m) = g(W_1, W_2 \dots W_i, H_1, H_2 \dots H_i, K_1, K_2 \dots K_i) \quad (1.5)$$

---

<sup>17</sup> Les revenus de capital sont les revenus qui sont perçus en contre partie de la détention d'actifs patrimoniaux et comprennent les revenus de placements, les revenus de régimes de retraites privés ou professionnels, les revenus de régimes enregistrés d'épargne-retraite et de fonds enregistrés d'épargne-retraite, ainsi que différentes rentes (par exemple, les rentes foncières) et les autres revenus en espèce qui ne sont pas des revenus d'emploi.

<sup>18</sup> Par définition ici, les gains de travail d'un individu correspondent à l'ensemble des revenus d'emploi annuel (traitements et salaires, ainsi que le revenu de travail autonome et le revenu net de l'exploitation d'une entreprise non constituée en société), et ils sont convertis en salaire horaire en les divisant par le nombre d'heures travaillés annuellement par cet individu.

Si nous souhaitons comprendre la formation de l'inégalité des revenus, il est donc crucial de comprendre théoriquement comment s'établissent les salaires compétitifs sur le marché du travail et comment les institutions du travail agissent sur ceux-ci, puisqu'un changement dans la distribution des salaires affecte à la fois l'inégalité des salaires et des gains annuels qui s'établit entre les travailleurs, et par extension l'inégalité des revenus qui s'établit entre les ménages. À cette fin, dans le chapitre suivant nous introduirons progressivement un cadre théorique d'offre et de demande de travail qui fait intervenir les institutions du travail.

Cependant, l'équation (1.4) nous oblige à soulever d'emblée certaines nuances quant aux attentes théoriques à avoir et quant à l'interprétation à faire des résultats provenant de différentes études qui n'utilisent pas nécessairement les mêmes concepts de revenu ni les mêmes unités d'analyse. Selon Gottschalk et Danzinger (2005, p.233), bien qu'un changement au niveau de la distribution des salaires  $f_w(W_i)$  affecte la distribution des gains de travail annuel  $f_e(E_i)$  des individus, et par extension, celle des revenus de ménage  $f_y(Y_m)$ , il y a deux autres facteurs susceptibles d'affecter cette dernière: la distribution des heures annuellement travaillées,  $f_h(H_i)$ , et l'effet que peut avoir l'agrégation des revenus individuels de tous les membres d'un ménage (ou d'une famille) sur la distributions des revenus.

Nous verrons dans le chapitre suivant que, par le truchement de l'offre et de la demande de travail, s'exercent des pressions à la hausse ou à la baisse sur les salaires horaires  $W_i$ , mais aussi sur les heures  $H_i$  travaillées annuellement et, par extension, sur l'emploi. Puisque la distribution des revenus de ménage  $f_y(Y_m)$  tient compte des gains de travail annuels  $E_i$  de chaque individu  $i$ , qu'il ait un revenu ou non, et que ces gains sont

le produit des salaires  $W_i$  et des heures  $H_i$  travaillées annuellement, elle peut donc être affectée à la fois par la distribution des heures  $f_h(H_i)$  et par celle des salaires  $f_w(W_i)$ .

Finalement, quant à l'effet de l'agrégation des revenus individuels, celle-ci fait référence aux changements compositionnels qui affectent les ménages, tel que le vieillissement de la population, l'augmentation de la proportion des familles en situation de monoparentalité, les décisions de mariage et la corrélation entre les gains conjugaux (Heisz, 2007, p.16). Tous ces changements peuvent avoir un impact significatif sur la distribution des revenus agrégés par famille ou par ménage. Ils recevront une certaine attention au chapitre 3 lorsque nous détaillerons les spécifications empiriques qui seront testées et expliciteront les variables indépendantes qui seront prises en compte.

## Chapitre 2 - Les déterminants des inégalités de salaire et de revenu

Dans ce chapitre, nous souhaitons rencontrer trois objectifs. Nous voulons d'abord introduire un cadre théorique sur la détermination des salaires horaires pour différents groupes homogènes de travailleurs, ce qui fera l'objet de la section 2.1. Un tel cadre théorique est pertinent dans la mesure où il permet d'expliquer la formation des différentiels salariaux, et par extension l'inégalité des salaires entre les travailleurs. La section 2.2 a pour objectif d'approfondir l'impact des institutions du travail sur l'inégalité des salaires, et l'emphase sera mise sur la syndicalisation et le salaire minimum. Cette section se clôturera avec une discussion sur l'implication de tenir compte des heures et de l'emploi, et sur l'importance de celles-ci dans une optique de politique publique. La section 2.3 consistera en une revue de la littérature sur l'étude empirique des déterminants de l'inégalité des revenus aux États-Unis et au Canada. Une problématique de recherche sera soulevée à l'issue de cette dernière section.

### 2.1 - Cadre théorique d'offre et de demande relatives de travail qualifié

Dans cette sous-section, nous présentons brièvement un cadre théorique qui, d'une part, fait intervenir l'offre et de la demande relative de travail, ainsi que différentes forces *non-compétitives* susceptibles de faire dévier les salaires de leur niveau *compétitif*. Ce cadre a été repris directement de Katz et Autor (1999, pp.1504-1509). Ces auteurs s'inspirent d'un cadre conceptuel proposé par Freeman et Katz (1994) pour expliquer l'inégalité des salaires, ainsi que d'un modèle plus formel développé par Bound et Johnson (1992) pour l'analyse des déterminants des différentiels salariaux qui

s'établissent entre des groupes homogènes de travailleurs. Pour simplifier la discussion dans cette sous-section et la suivante, nous nous concentrerons donc sur la distribution des salaires horaires entre des individus occupant un emploi.

Tel que l'expliquent Katz et Autor (1999, p.1504) et Bound et Johnson (1992, p.375), le salaire  $W_i$  d'un individu  $i$  peut être défini par le produit d'un salaire compétitif latent  $W_{ic}$  (*latent competitive wage*) et d'une rente relative  $\mu_i$  (*relative rent*):  $W_i = W_{ic}\mu_i$ . La rente  $\mu_i$  représente une déviation du salaire compétitif  $W_{ic}$ , et ce dernier est déterminé par l'offre et la demande de travail et correspond au salaire que gagnerait un individu  $i$  si la détermination des salaires n'était pas affectée par l'environnement institutionnel ou par d'autres forces non-compétitives. Or, la distribution des salaires ne s'expliquent pas seulement que par la dynamique du marché du travail, tel que le résumant Katz et Autor:

(...) much evidence suggests that wages for given "quality" workers appear to systematically differ across industries and employers and by union status suggesting that deviation of  $u_i$  from 1 are likely to be quantitatively important. (p.1504)

Suivant l'explication des auteurs, l'offre de travail peut être décomposée en groupes démographiques relativement homogènes de travailleurs indexés par  $k$  et définis par l'âge (selon la tranche d'âge ou d'expérience de travail), par l'éducation et par le sexe. Le logarithme du salaire horaire moyen pour un groupe  $k$  peut ainsi être exprimé par la somme du salaire compétitif moyen  $Y_{kc}$  et des rentes moyennes  $R_k$  versées aux travailleurs appartenant à ce groupe  $k$ :

$$Y_k = Y_{kc} + R_k \quad (1)$$

où  $Y_k$  est le logarithme de la moyenne des salaires horaires  $W_{ik}$  versés aux individus  $i$  appartenant au groupe  $k$ ,  $Y_{kc}$  est le logarithme de la moyenne des salaires compétitifs  $W_{ikc}$ , et  $R_k$  est le logarithme de la moyenne des rentes  $\mu_{ik}$ . Le salaire horaire compétitif  $Y_{kc}$  ainsi défini est donc déterminé par l'offre et la demande relative de travail pour différents groupes homogènes  $k$  qui ne sont pas parfaitement substituables les uns aux autres lors du processus de production. Quant aux rentes relatives  $R_k$ , la littérature empirique se concentre principalement sur celles qui sont générées par trois sources mesurables: le différentiel salarial attribuable à l'industrie (*industry wage differential*), la prime salariale attribuable à la syndicalisation et l'impact du salaire minimum (Katz et Autor, 1999, p. 1505). L'équation (1) peut donc être développée ainsi:

$$Y_k = Y_{kc} + \sum_j (I_{jk} \phi_{jk}) + \lambda_k U_k + \delta_k M_k \quad (2)$$

où  $I_{jk}$  est le différentiel salarial moyen attribuable à l'industrie  $j$  pour les travailleurs du groupe  $k$ ,  $\phi_{jk}$  est la proportion des travailleurs du groupe  $k$  qui travaillent dans l'industrie  $j$ ,  $U_k$  et  $\lambda_k$  sont respectivement la proportion des travailleurs du groupe  $k$  qui sont syndiqués et la prime salariale attribuable à la syndicalisation de ces travailleurs, et enfin,  $M_k$  et  $\delta_k$  sont respectivement la proportions des travailleurs du groupe  $k$  qui sont affectés par le salaire minimum (directement ou indirectement) et l'impact salarial du salaire minimum sur ces travailleurs. Le différentiel salarial d'industrie  $I_{jk}$  peut refléter l'impact de la présence et du rapport de force de l'acteur syndical dans l'ensemble d'une industrie  $j$  sur ses niveaux moyens de salaire pour les différents groupes  $k$ , ainsi que l'impact de d'autres sources de variation inter-industrie qui ne sont pas explicables par l'offre ou la demande de travail (Katz et Autor, 1999, p.1505).

En poursuivant l'explication des auteurs, si nous mesurons le logarithme du salaire moyen pour un groupe  $k$  selon sa déviation par rapport à la moyenne de tous les salaires moyens  $Y_k$ , les sources de changement pouvant affecter le salaire relatif moyen d'un groupe  $k$  peuvent être décomposées ainsi:

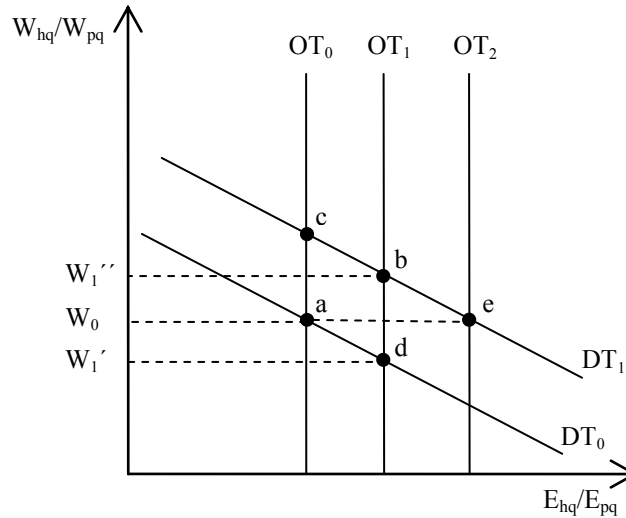
$$dY_k = dY_{kc} + \sum_j (dI_{jk}\phi_{jk} + I_{jk}d\phi_{jk}) + d\lambda_k U_k + \lambda_k dU_k + d\delta_k M_k + \delta_k dM_k \quad (3)$$

où  $d$  (se lisant « delta ») symbolise une variation entre deux périodes. Ainsi, le salaire relatif moyen  $Y_k$  pour un groupe  $k$  peut augmenter ou diminuer si, par le truchement de l'offre et de la demande, son salaire compétitif moyen  $Y_{kc}$  évolue plus rapidement ou moins rapidement que la moyenne de l'ensemble des salaires compétitifs, ou s'il y a un changement (à la hausse ou à la baisse) au niveau de ses différentes rentes relatives ( $I_{jk}$ ,  $\lambda_k$  et  $\delta_k$ ) et/ou de l'incidence de celles-ci ( $\phi_{jk}$ ,  $U_k$  et  $M_k$ ). La dispersion (l'inégalité) des salaires compétitifs  $W_{ikc}$  peut aussi augmenter ou diminuer à l'intérieur d'un même groupe démographique  $k$  en fonction de la dispersion des habiletés *non-observables*<sup>19</sup> et du retour sur celles-ci (leur prix sur le marché). La même logique s'applique aux différentes rentes relatives: la dispersion des salaires observés  $W_{ik}$  à l'intérieur d'un groupe  $k$  dépend aussi de la dispersion des rentes  $\mu_{ik}$  et de leurs niveaux, en plus d'être affectée par la dispersion des salaires compétitifs mentionnés.

---

<sup>19</sup> Il est question ici des différentes habiletés (cognitives, relationnelles, etc.) qui ne sont pas captées ni par le niveau d'éducation, ni par l'expérience de travail. Il peut aussi s'agir d'erreurs de mesure. En terme d'équation mincérienne (prise dans Blau et Kahn, 2009, p.180):  $\log W_i = B'_i X_i + u_i$ , où  $W_i$  est le salaire horaire d'un individu  $i$ ,  $X_i$  est un vecteur de facteurs mesurés qui sont susceptibles d'influencer le salaire et  $B'_i$  est un vecteur de coefficients estimés. La variance intra-groupe correspond à la variance (l'inégalité) des résidus  $u_i$  à l'intérieur d'un groupe  $k$  qui ne sont pas expliqués au niveau individuel lorsqu'on régresse  $\log W_i$  sur les différentes caractéristiques observées  $X_i$  qui définissent les groupes, tel que l'éducation, l'âge ou l'expérience, etc. (Boudarbat et al., 2006, p. 15). Juhn et al. (1993) observent que la variance résiduelle s'accroît de façon continue entre 1970 et la fin des années 1980 aux États-Unis à l'intérieur de groupes étroitement définis. Lemieux (2006) observe cependant qu'elle cesse d'augmenter depuis 1990 lorsqu'elle est ajustée pour tenir compte de l'effet de composition.

**Figure 2.1 - Modèle d'offre et de demande relative de travail qualifié**



Source: Adaptation du graphique de Katz et Autor (1999, p.1508, figure 6) et du graphique de Bound et Johnson (1992, p.377, figure 3)

À titre d'exemple, il est possible d'illustrer graphiquement la dynamique du modèle représenté par l'équation (3) en simulant un changement au niveau de l'offre et la demande relative pour deux groupes  $k$  homogènes (celui des travailleurs qualifiés et celui des travailleurs peu qualifiés), tel que le font Bound et Johnson (1992, p. 377) et Katz et Autor (1999, pp. 1507-1509). Sur la figure 2.1, l'abscisse représente le ratio des travailleurs qualifiés ( $E_{hq}$ ) par rapport aux travailleurs peu-qualifiés ( $E_{pq}$ ), et l'ordonnée représente le ratio du salaire moyen des travailleurs qualifiés ( $W_{hq}$ ) par rapport à celui des travailleurs peu-qualifiés ( $W_{pq}$ ). Le modèle met en présence deux fonctions: une fonction de demande relative de travail qualifié  $DT$  à pente négative, ainsi qu'une fonction d'offre relative de travail qualifié  $OT$  à pente verticale puisque inélastique à court-terme. On suppose, en effet, que cette dernière est prédéterminée par les décisions



antérieures d'investissement en éducation et qu'elle ne réagit pas immédiatement à un changement au niveau du différentiel salarial  $W_{hq}/W_{pq}$  (Atkinson, 2008, p.10).

Sur la figure 2.1, si initialement nous nous situons au point d'équilibre « a » à l'intersection d'une demande relative de travail qualifié  $DT_0$  et d'une offre relative de travail qualifié  $OT_0$ , en vertu de l'offre et de la demande le différentiel salarial d'équilibre  $W_{hq}/W_{pq}$  s'établissait donc à  $W_0$ . Supposons que le niveau de qualification se mesure par le niveau de scolarité, et faisons abstraction de l'expérience et de l'effet de cohorte (puisque'il s'agit de groupes homogènes dans cet exemple). Si, durant une période de temps, l'offre relative de travail qualifié était passée de  $OT_0$  à  $OT_1$  et que la demande relative de travail qualifié était restée stable à  $DT_0$ , le différentiel salarial aurait diminué de  $W_0$  à  $W_1'$  au point d'intersection « d » en fonction de l'élasticité de substitution entre les deux groupes de travailleurs. Or, dans les faits, plusieurs études ont observé que le différentiel salarial  $W_{hq}/W_{pq}$  des travailleurs qui ont complété 16 années de scolarité ou plus par rapport à ceux qui n'en ont complété que 12 a augmenté de manière très significative aux États-Unis depuis le début des années 1980, et ce, jusqu'en 2005 (Gottschalk et Danziger, 2005; Autor et al., 2008)<sup>20</sup>. Un phénomène similaire aussi a été observé au Canada durant la même période (Boudarbat et al., 2006, 2010).

Nous savons donc que le différentiel  $W_{hq}/W_{pq}$  est passé de  $W_0$  à  $W_1''$  au point d'intersection « b » sur la figure 2.1, ce qui laisse donc croire que la demande relative de

---

<sup>20</sup> Il est question dans ces études de différentiels salariaux qui sont ajustés pour tenir compte de l'effet de composition des groupes. Ils sont souvent estimés pour chaque année ou période en régressant le logarithme du salaire horaire sur un ensemble de catégories dichotomiques d'éducation (en excluant le groupe de référence), sur l'expérience et son carré, sur une dichotomique pour le sexe, et parfois sur d'autres catégories. Il est ainsi possible d'estimer le différentiel d'un groupe d'éducation par rapport au groupe de référence tout en maintenant constants les autres facteurs susceptibles de faire varier les salaires.

travail qualifié est passée de  $DT_0$  à  $DT_1$ , et que la croissance de l'offre relative de travail qualifié a été insuffisante pour maintenir le différentiel salarial à son niveau d'équilibre initial  $W_0$  (puisque, pour cela, il aurait été nécessaire que l'offre augmente de  $OT_0$  à  $OT_2$  pour rencontrer la demande  $DT_1$  au point d'intersection « e »). Katz et Murphy (1992) observèrent d'ailleurs que le taux de croissance des diplômés universitaires avait considérablement diminué durant les années 1980 aux États-Unis par rapport à la décennie précédente, qui avait été marquée par l'arrivée de la cohorte très scolarisée des baby-boomers sur le marché du travail. Ils estimèrent que cette décélération face à une demande croissante de travail qualifié pourrait avoir été à la source de l'augmentation du rendement sur la scolarité et de l'inégalité des salaires au cours de cette décennie.

L'interprétation précédente, qui se limite aux forces de l'offre et de la demande, en est une qui est très répandue pour expliquer les changements intergroupes dans la structure salariale, et qui a amené plusieurs analystes à se pencher sur les déterminants susceptibles d'être à la source d'une demande relative de travail qui serait de plus en plus favorable à l'endroit des travailleurs qualifiés (e.g., les changements technologiques favorables au travail qualifié et l'ouverture sur le commerce international)<sup>21</sup>. Or, il est également possible d'apporter une interprétation institutionnelle en faisant intervenir les différentes rentes relatives des équations (2) et (3). Nous pourrions supposer (à l'extrême) que la demande relative de travail qualifié se situait initialement à  $DT_1$ , mais que les travailleurs peu-qualifiés recevaient des rentes institutionnelles et industrielles

---

<sup>21</sup> Compte tenu de l'étendu du sujet, il n'aurait pas été réaliste de présenter dans cette section une revue de la littérature exhaustive sur les différents déterminants susceptibles d'augmenter la demande relative de travail qualifié. Dans le chapitre 3, nous reviendront brièvement sur ceux-ci lorsque nous détaillerons la spécification empirique de base qui sera testée. Les variables de demandes suivantes seront présentées: l'intensité en recherche et développement et la part du capital informatique en pourcentage du stock total de capital (deux variables proxy pour mesurer le changement technologique) et un indice d'ouverture sur le commerce international (une variable proxy pour tenter de capter l'impact de la mondialisation).

qui leur étaient relativement favorables par rapport aux travailleurs qualifiés, de telle sorte que l'économie opérait au point d'intersection « a » plutôt qu'au point d'intersection « c », donc en dehors de la courbe de demande  $DT_1$  (Katz et Autor, 1999, p.1509). En supposant que cette demande relative  $DT_1$  soit restée stable, une augmentation de l'offre relative de  $OT_0$  à  $OT_1$  aurait eu pour effet de diminuer le différentiel salarial de  $W_0$  à  $W_1'$  au point d'intersection « d », mais puisque dans les faits celui-ci a plutôt augmenté à  $W_1''$  au point d'intersection « b », il est possible que cette augmentation du différentiel salarial soit attribuable, entre autre, à l'érosion de la prime salariale à la syndicalisation  $\lambda_k$  ou du salaire minimum réel  $\delta_k$ , ou encore à une diminution de leur incidence respective ( $U_k$  et  $M_k$ ).

Plusieurs études démontrent que les changements observés dans la structure salariale sont explicables à la fois par la dynamique du marché du travail et par le contexte institutionnel<sup>22</sup>. Dans la sous-section suivante, nous ferons une brève revue de la littérature qui s'intéresse à l'impact de la syndicalisation et du salaire minimum réel sur la distribution des salaires. À cet effet, nous ferons intervenir un certain nombre d'études (limitées en nombre mais parmi les plus citées). Dans la sous-section 2.3, nous ouvrirons une discussion concernant l'impact des institutions du travail sur la distribution des revenus en introduisant une série d'études qui, d'une part, se penchent

---

<sup>22</sup> Il y a également une interaction possible entre la dynamique du marché du travail et le contexte institutionnel, puisque les institutions du travail ne sont pas immunisées contre les forces du marché et ne peuvent pas s'y opposer diamétralement. Il est généralement reconnu qu'elles jouissent cependant d'une certaine marge de manœuvre pour influencer la structure des salaires (Freeman et Katz, 1994, p.54), et la littérature empirique prend généralement pour acquis que les institutions du travail sont des facteurs exogènes dans la détermination des salaires. La thèse selon laquelle que les institutions du travail ne sont qu'une réponse endogène aux forces du marché ne permet pas d'expliquer les différences internationales au niveau de l'évolution des niveaux d'inégalités de salaire, à moins de postuler que les pays développés n'ont pas accès aux mêmes technologies (Lemieux, 2008, p.258).

sur les déterminants de l'inégalité des revenus, et qui d'autre part adoptent une approche empirique similaire à celle qui sera employée dans cette étude.

## 2.2 - Rôle des institutions du travail dans la détermination des salaires

Le truchement de l'offre et la demande relative de travail qualifié a très certainement eu un impact important sur l'augmentation de l'inégalité dans la distribution des salaires, tant entre des groupes homogènes de travailleurs qu'à l'intérieur de ceux-ci, et plusieurs études nord-américaines le confirment. À elles-seules, ces deux forces n'expliquent cependant pas toute la variance intergroupe ou intragroupe qui a été observée. C'est la conclusion à laquelle en arrive Lemieux (2008, p.259) au sujet de l'hypothèse des changements technologiques favorables au travail qualifié (*skill biased technological changes*):

À la lumière des changements récents, il semble de plus en plus évident que cette explication unique était beaucoup trop ambitieuse et que, comme depuis 1990, c'est plutôt un ensemble de facteurs qui permet d'expliquer la croissance des inégalités constatée durant les années quatre-vingt.

Un argument qui fut souvent invoqué pour encourager la recherche d'une explication alternative dans les institutions, notamment par Freeman et Katz(1994) et Freeman (1996), est que l'offre, et surtout la demande, ne peuvent pas expliquer à elles-seules les différences internationales qui sont observées entre les différents pays membres de l'OCDE. Ces pays développés présentent des niveaux d'inégalité forts différents alors qu'ils sont pourtant soumis à des forces exogènes similaires<sup>23</sup>,

---

<sup>23</sup> L'offre relative de main-d'œuvre qualifiée, même si elle est à la hausse dans tous les pays membres de l'OCDE, est cependant sujette à une variation plus importante entre ceux-ci puisqu'ils n'ont pas développé

particulièrement en matière de changement technologique. C'est ce qui conduit Freeman et Katz(1994, p.43) à suggérer que:

Supply and demand factors (...) cannot by themselves explain all of the differing changes in inequality among advanced countries. Why? Because supply and demand moved in roughly similar ways in these countries. Developed economies, after all, operate in the same world markets, using similar technology, and they have similar industry and occupation mixes.

À titre d'illustration, il s'avère intéressant de regarder brièvement et de comparer quelques statistiques internationales. Le tableau 2.1 reprend une partie des données rapportés par Blau et Kahn (2009, p.186, tableau 8.3), pour la distribution des salaires<sup>24</sup> des hommes travaillant à temps plein dans différents pays membres de l'OCDE entre 1980 et 2000. Les auteurs présentent trois mesures, qui sont semblables aux ratios de dispersion présentés dans le premier chapitre, soit le rapport du 50<sup>ème</sup> percentile sur le 10<sup>ème</sup> percentile, celui du 90<sup>ème</sup> sur le 50<sup>ème</sup>, et celui du 90<sup>ème</sup> sur le 10<sup>ème</sup>. Les percentiles rapportent des salaires ou des revenus à des points précis dans la distribution<sup>25</sup>.

Si nous regardons d'abord les niveaux, nous constatons que le Canada et les États-Unis se démarquent du lot, tant pour l'inégalité dans l'ensemble de leur distribution respective (P90/P10) que dans la partie inférieure de celle-ci (P50/P10), avec des niveaux qui sont clairement plus élevés que la moyenne des pays retenus ici. Tel que le font remarquer Blau et Kahn (2009, p.188), la Finlande, l'Italie, le Japon, la Suède et

---

leur système d'éducation et de formation de la main-d'œuvre au même rythme ni de la même façon (Freeman et Katz, 1994, pp.43, 55-56).

<sup>24</sup> Il s'agit en fait de différents concepts de salaires, soit mesurés sur une base horaire, hebdomadaire, mensuelle ou annuelle. Selon Atkinson et Brandolini (2003, p.12-13), une certaine précaution s'impose lorsqu'il est question de comparer des indices d'inégalité calculés à partir de différents concepts de revenus et à partir de différentes enquêtes nationales, puisque ces indices ainsi calculés ne sont pas entièrement comparables.

<sup>25</sup> Par exemple, le salaire du 50<sup>ème</sup> percentile correspond exactement à la médiane

**Tableau 2.1 - Évolution de l'inégalité de salaires pour les hommes mesurée selon différents ratios de dispersion pour différents pays de l'OCDE, 1980-2000.**

Pays	Ratio P50/P10				Ratio P90/P50				Ratio P90/P10			
	1980	1990	2000	80-00 Δ%	1980	1990	2000	80-00 Δ%	1980	1990	2000	80-00 Δ%
Allemagne**	1.49	1.43	1.58	6.04	1.70	1.70	1.82	7.06	2.53	2.44	2.86	13.04
Australie*	1.60	1.68	1.70	6.25	1.70	1.62	1.84	8.24	2.72	2.71	3.13	15.07
Canada***	2.07	2.28	2.18	5.31	1.67	1.75	1.73	3.59	3.47	3.98	3.76	8.36
États-Unis*	1.97	2.13	2.15	9.14	1.82	2.07	2.21	21.43	3.57	4.40	4.76	33.33
Finlande***	1.46	1.49	1.46	0.00	1.67	1.72	1.73	3.59	2.44	2.57	2.53	3.69
France****	1.66	1.62	1.59	-4.22	2.03	2.13	2.06	1.48	3.38	3.46	3.28	-2.96
Italie**	1.39	1.41	1.40	0.72	1.50	1.68	1.74	16.00	2.09	2.38	2.44	16.75
Japon**	1.60	1.64	1.59	-0.63	1.63	1.73	1.73	6.13	2.60	2.84	2.74	5.38
Nouv-Zélande*	1.64	1.75	1.82	10.98	1.66	1.76	1.95	17.47	2.72	3.08	3.55	30.51
Royaume-Uni*	1.62	1.78	1.80	11.11	1.63	1.83	1.88	15.34	2.65	3.25	3.39	27.92
Suède***	1.31	1.33	1.40	6.87	1.61	1.56	1.74	8.07	2.11	2.07	2.44	15.64
<b>Moyenne</b>	<b>1.62</b>	<b>1.69</b>	<b>1.70</b>	<b>4.69</b>	<b>1.69</b>	<b>1.78</b>	<b>1.86</b>	<b>9.85</b>	<b>2.75</b>	<b>3.02</b>	<b>3.17</b>	<b>15.16</b>

Source: les données proviennent de Blau et Kahn (2009, p.186, tableau 8.3). La source d'origine utilisée par les auteurs est la base de données de l'OCDE. Les données de l'OCDE proviennent de différentes enquêtes nationales et sont calculées à partir de différents concepts de gains de travail. \* = Gains hebdomadaires brutes, \*\* = gains mensuels brutes, \*\*\* = gains annuels brutes, \*\*\*\* = gains annuels nets. Ce sont des ratios calculés à partir de différents percentiles (P).

l'Allemagne présentent en général les niveaux d'inégalité les plus faibles à un point dans le temps. Blau et Kahn notent par ailleurs, en s'appuyant toujours sur des données publiées par l'OCDE, que ces pays (à l'exception du Japon) présentent les taux de couverture syndicale les plus élevés. Durant cette période, la Finlande et l'Italie ont maintenu un taux supérieur à 90% et 80% respectivement. La couverture syndicale varie entre 80% et 90% en Suède, et entre 80% et 68% pour l'Allemagne. En comparaison, la couverture au Canada varie entre 37% et 32%, et celle des États-Unis varie entre 26% et 14%.

Si nous regardons plutôt les variations en pourcentage de l'inégalité des salaires pour les différents pays, nous pouvons observer une certaine convergence des tendances.

Les États-Unis, le Royaume-Uni et la Nouvelle-Zélande présentent en général les augmentations les plus marquées. Ces trois pays ont tous connu une très forte diminution de la couverture syndicale durant cette période. En pourcentage (et en points de pourcentage), elle a été de -56.0% (-35.0) pour la Nouvelle-Zélande, de -55.2% (-40.0) pour le Royaume-Uni, et de -46.2% (-12.0) aux États-Unis. La baisse de la couverture syndicale fut plus modeste au Canada, soit de -13.5% (-5.0), et l'augmentation de l'inégalité des salaires dans ce pays ne se démarqua pas particulièrement de l'augmentation moyenne qui a affecté l'ensemble des pays considérés ici. Cette association entre la diminution de la couverture syndicale et l'augmentation de l'inégalité des salaires n'est pas pour autant la règle, par exemple: le ratio P90/P10 de la Suède a augmenté de 15.64% alors que sa couverture syndicale a augmenté 12.1% (10.0), et celui de l'Australie a augmenté de 15.07% alors que sa couverture syndicale est restée stable.

Ces différentes trajectoires contrastées rendent probablement compte de la difficulté de comparer des systèmes de relations industrielles très hétérogènes à l'aide d'une seule mesure qui n'implique pas la même chose d'un pays à l'autre (la couverture syndicale). Mais ces statistiques d'inégalité des salaires révèlent deux faits notables: il y a des différences d'inégalité marquées entre les pays développés, ce qui laisse croire que les contextes institutionnels ont eu un effet médiateur entre les forces du marché et la détermination des salaires, mais d'un autre côté l'évolution convergente de ces différents niveaux d'inégalité semble indiquer que ces économies sont influencées par une conjoncture mondiale et des forces exogènes similaires, et que celles-ci doivent également être mobilisées dans l'explication de l'évolution des inégalités. Un tel constat

nous amène à privilégier une explication multi causale de l'inégalité des salaires, qui fait intervenir les institutions.

Nous allons maintenant nous concentrer sur une littérature nord-américaine qui a tenté d'estimer l'impact des institutions du travail sur la distribution des salaires au niveau national. La sous-section 2.2.1 sera consacrée à l'impact de la syndicalisation, et la sous-section 2.2.2 sera consacrée à l'impact du salaire minimum. Les études nationales nord-américaines se limitent normalement à ces deux facteurs institutionnels, qui sont les plus facilement mesurables et les mieux documentés. La section 2.2.3 ouvrira une discussion sur l'impact de la distribution des heures de travail et sur l'impact de l'emploi.

#### 2.2.1 - L'impact de la syndicalisation sur la distribution des salaires

Jusque dans les années 1970, la croyance dominante était que les syndicats augmentaient l'inégalité des salaires entre les travailleurs en augmentant l'écart salarial entre ceux qui sont syndiqués et ceux qui ne le sont pas, ainsi qu'en réduisant les niveaux de salaire et les opportunités d'emploi pour les travailleurs les plus démunis (Card et al., 2004, p.519, p.526). Cette vision a été définitivement remise en doute suite à la publication d'une étude réalisée par Freeman (1980), ainsi que par son ouvrage classique *What Do Unions Do?*, qu'il a co-rédigé avec Meddoff (1984). Nous allons nous attarder plus longuement sur la première étude de Freeman puisqu'elle met en lumière les différents conduits au travers desquels la syndicalisation réduit la variance (l'inégalité) des salaires. Les deux autres études qui seront traitées par la suite sont celle de Dinardo, Fortin et Lemieux (1996), et l'étude comparative (entre le Canada et les États-Unis) de Dinardo et Lemieux (1997). Ces deux dernières études abordent la



question de l'impact de la syndicalisation sur l'évolution de l'inégalité des salaires durant les années 1980.

#### 2.1.1.1 - Freeman (1980)

Freeman (1980) utilise les fichiers de la *Current Population Survey* (enquête de ménage américaine, CPS ci-après) de 1973, 1974 et 1975 pour obtenir deux échantillons transversaux comparables de travailleurs cols bleus masculins qui sont représentés par le logarithme de leur salaire horaire. L'un de ces échantillons regroupe des travailleurs syndiqués, et l'autre regroupe des travailleurs non-syndiqués. Les observations individuelles de chaque échantillon sont ensuite regroupées en catégories homogènes définies par un ensemble de caractéristiques (groupe d'âge, groupe d'éducation, industrie, occupation, et région métropolitaine) et selon le secteur (manufacturier ou non-manufacturier). L'auteur procède ensuite à une batterie de tests.

Pour chacune des catégories étroitement définies, l'auteur calcule d'abord la différence entre l'écart-type<sup>26</sup> des travailleurs syndiqués et l'écart-type de ceux qui ne le sont pas. Il observe ainsi qu'à l'intérieur de l'ensemble des catégories homogènes de travailleurs, l'écart-type des travailleurs syndiqués est significativement moindre que celui des travailleurs non-syndiqués, et à plus forte raison dans le secteur manufacturier.

Il régresse ensuite le log du salaire horaire sur la scolarité, l'expérience, l'expérience au carré, ainsi que sur un certain nombre de variables dichotomiques. Ces régressions sont effectuées séparément pour les travailleurs syndiqués et non syndiqués, et séparément pour le secteur manufacturier et non-manufacturier dans chaque cas. Les

---

<sup>26</sup> Il s'agit d'une mesure de dispersion, qui peut servir à évaluer le niveau d'inégalité

coefficients ainsi estimés pour la scolarité et l'expérience sont significativement moindres pour les travailleurs syndiqués que pour ceux qui ne le sont pas, tel qu'attendu puisque cela confirme que les syndicats pratiquent des politiques de normalisation (*standardization policies*) visant à modérer le rendement sur la scolarité et l'expérience. L'auteur procède ensuite à certains calculs de décomposition de la variance pour estimer à quel point la différence observée entre l'écart-type des travailleurs non-syndiqués et celui des travailleurs syndiqués est dû à un simple effet de composition. Il observe que si les travailleurs syndiqués avaient la même dispersion de caractéristiques individuelles que celle des travailleurs non syndiqués, la variance de leurs salaires continuerait malgré tout d'être plus faible que dans le secteur non-syndiqué.

Freeman examine ensuite l'impact de la syndicalisation entre les établissements, en utilisant des données sur la rémunération totale des travailleurs de production à partir des fichiers de 1967 à 1972 de l'enquête *Expenditures for Employee Compensation* (EEC). Ces données sont couplées avec des moyennes calculées à partir des fichiers de la CPS pour contrôler pour la moyenne de certaines caractéristiques individuelles par industrie. Il observe, pour le secteur manufacturier, que la syndicalisation<sup>27</sup> est associée fortement avec une variation moindre de la rémunération entre les établissements, et il est estimé que l'écart-type de la rémunération des établissements syndiqués est 15% moins élevé que celui des établissements non-syndiqués. Des résultats similaires, mais plus mitigés, sont observés dans le secteur non-manufacturier (pour les employés qui ne sont pas des employés de bureau).

---

<sup>27</sup> Variable dichotomique qui est égale à 1 si 50% et plus des employés de production d'un établissement sont syndiqués

À partir des données de l'EEC, l'auteur se penche par la suite sur l'impact de la syndicalisation sur le différentiel salarial qui s'établit entre les cols blancs et les cols bleus à l'intérieur des établissements, en régressant ce différentiel salarial sur un vecteur de caractéristiques individuelles pour les cols blancs et un autre pour les caractéristiques individuelles des cols bleus (on parle toujours de moyennes ici), ainsi que sur une variable dichotomique de syndicalisation. Selon les estimations obtenues, le différentiel salarial est affecté négativement et significativement par la présence d'un syndicat au sein d'un établissement, tant dans le secteur manufacturier que non-manufacturier.

Freeman se penche enfin sur les effets totaux de la syndicalisation sur la dispersion des salaires et tente de répondre à deux dernières questions cruciales: quel est l'effet total de la syndicalisation sur la dispersion des salaires au sein du secteur syndiqué? Cet effet au sein du secteur syndiqué compense-t-il pour une augmentation de la dispersion des salaires attribuables au différentiel salarial entre les travailleurs syndiqués et ceux qui ne le sont pas? Pour répondre à la première question, il utilise une «formule de variance conditionnelle» et le différentiel salarial entre les cols blancs et les cols bleus pour estimer la variance et l'écart-type des salaires horaires en présence et en l'absence des syndicats, à la fois pour le secteur manufacturier et le secteur non-manufacturier. Il observe que la présence syndicale réduit l'écart-type et la variance respectivement de 14% et 27% dans le secteur manufacturier, et de 11% et 21% dans le secteur non-manufacturier. Enfin, pour répondre à la dernière question quant à l'effet de la syndicalisation sur la distribution des salaires pour l'ensemble des cols bleus, syndiqués ou non, il utilise la même formule pour estimer l'effet de la syndicalisation sur la dispersion des salaires de tous les cols bleus en tenant compte de l'effet de la

syndicalisation sur le différentiel salarial col blanc/col bleu. Il observe que l'impact net des syndicats est négatif: la syndicalisation réduit la dispersion des salaires des cols bleus, et l'effet négatif compense pour l'effet positif attribuable au différentiel salarial entre travailleurs syndiqués et non syndiqués.

En bref, ce que cette étude nous a appris peut être résumé ainsi (Freeman, 1980, p. 23): les syndicats adoptent des politiques de normalisation qui visent à réduire la dispersion des salaires au sein des entreprises et entre les entreprises. Ces politiques se reflètent par un rendement plus faible sur la scolarité et l'expérience, et par une dispersion des salaires plus faible à l'intérieur de groupes homogènes de travailleurs. Ce qui résulte de ces politiques est, d'abord, une dispersion plus faible des salaires à l'intérieur des établissements syndiqués par rapport aux établissements non-syndiqués, ainsi qu'un différentiel salarial plus faible entre les cols blancs et les cols bleus dans ces établissements syndiqués. Enfin, l'effet de la syndicalisation sur la dispersion des salaires entre les travailleurs syndiqués et les établissements syndiqués est supérieur à l'effet du différentiel salarial qui s'établit entre travailleurs syndiqués et travailleur non-syndiqués. La syndicalisation a donc pour effet net de réduire l'inégalité des salaires pour l'ensemble cols bleus. Les deux études qui suivent confirment que la désyndicalisation a eu un impact dans le temps, et expliquerait en partie l'augmentation de l'inégalité des salaires durant les années 1980.

#### 2.1.1.2 - Dinardo, Fortin et Lemieux (1996)

Dinardo et al. (1996) estiment l'impact de la désyndicalisation et de l'érosion du salaire minimum réel sur l'augmentation importante de l'inégalité des salaires observée aux États-Unis entre 1979 et 1988. En plus des deux explications institutionnelles, ils

considèrent trois autres facteurs: les changements dans la distribution de différentes caractéristiques individuelles autres que l'appartenance à un syndicat (le nombre d'années d'éducation, l'âge, etc.), les changements au niveau de l'offre et de la demande pour différentes catégories de travailleurs, et les changements résiduels qui ne sont pas expliqués. Par soucis d'espace, nous ne rapportons que certains résultats pour les variables institutionnelles.

À partir de la CPS de 1979 et de 1988, les auteurs extraient un échantillon de travailleurs et un échantillon de travailleuses représentés par le logarithme de leur salaire horaire. Ils utilisent ces échantillons pour mesurer la densité de probabilité des salaires horaires<sup>28</sup> pour chaque période et chaque sexe. Ils procèdent ensuite à une simulation qui consiste à estimer (à l'aide d'une fonction de repondération qu'ils expliquent en détails) des densités de probabilité contrefactuelles qui auraient prévalu en 1988 si la densité syndicale et le salaire minimum réel étaient restés à leur niveau respectif de 1979. Ils compilent ensuite une série de mesures à partir de ces densités, tel que des coefficients de Gini et des ratios de dispersion entre différents percentiles (P90/P10, P90/P50 et P50/P10).

Par rapport au changement observé pour la variable dépendante durant cette période, et en maintenant le salaire minimum réel et la densité syndicale à leur niveau de 1979, ils estiment que la désyndicalisation explique 21.1% de l'augmentation du coefficient de Gini pour les hommes. L'impact fut concentré dans la partie supérieure de la distribution, puisque la désyndicalisation explique 33.7% de l'augmentation du ratio

---

<sup>28</sup> Graphiquement, une fonction de densité de probabilité ressemble à un histogramme de fréquence. Lorsque nous parlons de la distribution des salaires  $f_w(W_i)$  dans le premier chapitre, nous faisons référence à une densité de probabilité.

P90/P50, alors qu'elle aurait plutôt eu pour effet contraire de réduire la dispersion dans la partie inférieure de la distribution (P50/P10). La syndicalisation ne semble pas avoir eu d'impact important sur la distribution des salaires des femmes sauf dans la partie supérieure de celle-ci: les auteurs estiment que la désyndicalisation explique 5.1% de l'augmentation du coefficient de Gini, et 16.9% de l'augmentation du ratio P90/P50.

Dinardo et al. rapportent également un effet quantitativement important pour le salaire minimum réel. L'érosion de celui-ci expliquerait 11.3% (23.3%) de l'augmentation du coefficient de Gini et 65.7% (61.7%) de l'augmentation du ratio P50/P10 pour les hommes (les femmes). Sans surprise, le salaire minimum n'aurait eu aucun effet dans la partie supérieure de la distribution des salaires, tant pour les hommes que pour les femmes.

#### 2.1.1.3 - Dinardo et Lemieux (1997)

Cette étude compare l'évolution de l'inégalité des salaires au Canada et aux États-Unis entre 1981 et 1988. À partir des données de la CPS (pour les États-Unis) et des données de l'Enquête sur les antécédents de travail de 1981 et de l'Enquête sur l'activité de 1989 (pour le Canada), les auteurs retiennent des échantillons comparables de travailleurs masculins représentés par le logarithme de leur salaire horaire. Ils observent d'abord que l'inégalité des salaires (mesurées de plusieurs façons) a augmenté davantage aux États-Unis qu'au Canada durant cette période. Alors que la densité syndicale des travailleurs a diminué de 26% (de 28.5% à 21.4%) aux États-Unis, celle du Canada n'a diminué que de 6% (de 42.6% à 40.2%). L'érosion du salaire minimum réel fut aussi davantage prononcée aux États-Unis, où celui-ci a diminué de 23%, alors qu'il n'a diminué que de 12% en moyenne au Canada.

Les auteurs procèdent ensuite à une simulation en employant une méthode de repondération similaire à celle qui fut utilisée par Dinardo et al. (1996). Ils construisent des distributions de salaires horaires contrefactuelles dans lesquelles le salaire minimum est maintenu à son niveau de 1981 et dans lesquelles les travailleurs syndiqués sont rémunérés selon les taux qui prévaudraient pour ceux-ci dans le secteur non syndiqué (en tenant compte de la différence entre la distribution des caractéristiques individuelles de chaque groupe). Ils observent d'abord que l'effet total de la syndicalisation a augmenté au Canada, alors qu'elle a diminué aux États-Unis. Dans le cas canadien, la syndicalisation avait pour effet de réduire la variance des salaires de 9% en 1981 et de 11.8% en 1988 par rapport à la variance contrefactuelle. Dans le cas américain, la syndicalisation voit plutôt son effet total diminuer de 5% à 3%. Les syndicats canadiens ont donc eu un effet égalisateur plus important au celui des syndicats américains, et cet effet a augmenté durant la période à l'étude.

Les auteurs décomposent ensuite le changement de la variance de chaque pays, et la différence du changement de la variance entre les deux pays, en quatre composantes: l'effet du salaire minimum réel, l'effet égalisateur des syndicats, l'effet de la densité syndicale et l'effet total de la syndicalisation. Leur découverte principale est que le deux tiers de la différence entre l'augmentation de l'inégalité des salaires aux États-Unis et celle du Canada serait explicable par les différences estimées au niveau de l'effet total des syndicats et de l'effet du salaire minimum réel respectifs à chaque pays. Dit autrement: l'augmentation moindre de l'inégalité des salaires au Canada par rapport aux États-Unis durant les années 1980 serait principalement explicable par son contexte institutionnel.

### 2.2.2 - L'impact du salaire minimum sur la distribution des salaires

Le décret d'une hausse du salaire minimum a pour effet de « tronquer » l'extrémité inférieure de la distribution des salaires horaires à un nouveau seuil minimal de rémunération horaire plus élevé et en deçà duquel les salaires augmentent ou sont éliminés, rendant ainsi la distribution des salaires plus égalitaire entre les travailleurs occupant un emploi. Ce décret peut aussi avoir pour effet d'augmenter les salaires horaires qui étaient légèrement supérieurs à l'ancien taux minimal, et ce, pour deux raisons: soit parce que les employeurs décident de substituer du travail légèrement plus qualifié au travail non qualifié, ce qui a pour effet d'augmenter le prix du premier type de travail, ou bien parce que les employeurs décident d'augmenter le salaire horaire des employés qui gagnaient plus que le salaire minimum avant le nouveau décret afin maintenir le différentiel salarial entre ces employés et ceux qui bénéficient du nouveaux taux minimum plus élevé (Neumark et Wascher (2008, p.107).

Des estimations pour l'impact du salaire minimum réel sur l'inégalité des salaires ont déjà été soulevées dans les études de Dinardo et al. (1996) et Dinardo et Lemieux (1997). Notamment, Dinardo et al. (1996) observent que l'érosion du salaire minimum réel aux États-Unis a eu pour effet d'augmenter la dispersion entre le 90<sup>ème</sup> percentile et le 10<sup>ème</sup> percentile, et à plus forte raison la dispersion des salaires dans la partie inférieure de la distribution (entre le 50<sup>ème</sup> et le 10<sup>ème</sup> percentile). Ces estimations ne tiennent pas compte des retombées possibles (*spillover effect*) ni d'un impact négatif sur l'emploi, et il est donc possible que l'effet égalisateur soit surestimé ou sous-estimé.

Une autre étude (Lee, 1999) tend à confirmer cette relation. Lee exploite la variation régionale et annuelle du salaire minimum aux États-Unis entre 1979 et 1988. Il



régresse un ratio P50/P10 sur un terme de salaire minimum (pondéré sur le salaire médian) et sa quadratique, ainsi que sur un terme de tendance. Il observe que l'érosion du salaire minimum exprimé ainsi expliquerait jusqu'à 70% de l'augmentation du ratio P50/P10 pour les hommes durant cette période, et la quasi-totalité de l'augmentation pour celui des femmes. Lee émet certaines réserves quant à ses estimations pour les hommes, puisque dans un exercice de falsification (pour reprendre l'expression de Neumark et Wascher (2008, p.129), il régresse également le ratio P90/P50 sur les variables indépendantes. Bien qu'il soit raisonnable de croire que le salaire minimum n'ait pas d'impact dans la partie supérieure de la distribution des salaires, Lee observe que le salaire minimum a un impact positif et significatif sur l'inégalité de celle-ci pour les hommes, ce qui signifie donc qu'il est possible qu'il y ait relation fallacieuse qui puisse être observée entre l'inégalité des salaires des hommes et le salaire minimum. Quant aux estimations pour les femmes, les résultats d'estimation de l'auteur sont robustes.

### 2.2.3 - Discussion: la distribution des heures et l'emploi

Il se dégage de la littérature nord-américaine un certain consensus quant à l'impact négatif (réducteur) des institutions sur l'inégalité dans la distribution des salaires horaires. Cependant, du moment où on souhaite tenir compte des heures travaillées ou de l'emploi, il devient difficile d'émettre des prédictions sur la base de ces études qui n'utilisent que des échantillons de travailleurs représentés par leur salaire horaire et qui excluent les personnes actives sans emploi. Ces estimations ne reflètent peut-être pas non plus l'impact que pourraient avoir les institutions du travail sur la distribution du bien-être économique entre les familles ou les ménages, une préoccupation qui est

pourtant pertinente d'un point de vue de politique publique. Cela rejoint un commentaire de Neumark et Walscher (2008, p.127) au sujet des estimations précédentes de l'impact du salaire minimum sur l'inégalité des salaires:

(...) when measuring wage inequality, individuals who are left without a job because of a higher minimum wage should arguably be assigned a zero wage (...) rather than ignored. Indeed, the general tendency for this line of research to ignore those who do not work because of the minimum wage suggests that evidence on the effects of minimum wages on wage inequality says very little about their effect on economic well-being.

Ce genre de critique avait d'ailleurs été reconnue par Fortin et Lemieux (1997, pp.92-93):

Another often-heard criticism of our institutional approach is that factors like the minimum wage and unionization may have employment consequences that should be taken into account in an analysis of distributional change. After all, what matters is not simply the distribution of wages among individuals holding a job, but the income distribution of all (...) There is no doubt that future research should broaden the current focus on wage inequality to consider employment effects and the overall distribution of economic well-being. This broader focus should be applied to analyses of both institutions and supply and demand factors.

Il est pertinent ici de présenter deux études qui mettent en lumière l'importance de la distribution des heures et celle de l'emploi dans la détermination des inégalités de revenu au Canada. La première étude, celle de Johnson et Kuhn (2004), s'intéresse à la rigidité salariale du Canada (qui est sensée être plus élevée qu'aux États-Unis<sup>29</sup>), ainsi

---

<sup>29</sup> Cette rigidité plus élevée des salaires horaires serait attribuable à un salaire minimum réel plus élevé, ainsi qu'à des programmes de sécurité sociale plus généreux. Dans un tel contexte institutionnel, le salaire de réserve est plus élevé, et l'offre de travail est plus élastique pour les bas salaires (Johnson et Kuhn, 2004, p.157)

qu'à son impact sur la distribution des gains hebdomadaires. Ils construisent deux échantillons comparables de travailleurs âgés de 24 à 60 ans, un pour le Canada (à partir de l'EFC) et un autre pour les États-Unis (à partir de la March CPS), pour la période allant de 1981 à 1997. Les travailleurs sont ensuite regroupés par quintile en fonction de leurs gains hebdomadaires. Les gains hebdomadaires sont décomposés en deux composantes: celle des heures travaillées et celle du salaire horaire. Pour chaque quintile, des séries temporelles sont construites à partir de la moyenne des gains hebdomadaires, des heures travaillées et des salaires horaires.

À l'inspection des séries, les auteurs remarquent que les gains moyens des travailleurs les moins qualifiés (qu'ils identifient par le premier quintile de la distribution des gains) ont diminué de manière similaire tant au Canada qu'aux États-Unis. L'hypothèse qui est vérifiée est que cette diminution s'est faite davantage par les heures au Canada qu'aux États-Unis. L'hypothèse est ensuite confirmée: la décroissance des gains hebdomadaires du premier quintile aux États-Unis est expliquée à 95% par la diminution du salaire horaire, alors qu'au Canada elle est expliquée à 46% par une diminution des heures travaillées et à 53% par le salaire horaire. Pour la sous-période de 1989 à 1997, la diminution des heures travaillées a eu un impact encore plus important et fut responsable à 83% de la décroissance des gains hebdomadaires au Canada pour le premier quintile. Ainsi, face à une baisse de la demande relative de travail peu qualifié similaire dans les deux pays, l'ajustement s'est fait davantage par les heures au Canada et principalement par les salaires horaires aux États-Unis.

L'étude de Johnson et Kuhn (2004) illustre l'importance, dans une optique de politique publique, d'élargir le focus en considérant un concept de revenu qui tient

compte des heures travaillées, particulièrement dans le contexte canadien. Le fait de retenir comme concept de revenu celui des ménages (ou des familles) ajusté par individu est également pertinent puisqu'il tiendrait compte en plus de l'emploi. À cet effet, la deuxième étude, celle de Sharpe et Zyblock (1997), examine l'impact de la performance macroéconomique (mesurée par le taux de chômage) sur l'inégalité des revenus familiaux de marché dans les provinces canadienne pour la période allant de 1975 et 1994. À partir des microdonnées de l'EFC, les auteurs mesure l'inégalité au moyen d'un coefficient de Gini, et construisent des séries temporelles pour 5 régions: les provinces de l'Atlantique, le Québec, l'Ontario, les provinces des prairies et la Colombie-Britannique. Pour différents types de familles, ils régressent ensuite le coefficient de Gini sur le taux de chômage, sur le taux d'activité des femmes, sur un terme de tendance et sur un vecteur de dichotomiques régionales. Dans chacune des spécifications, le coefficient estimé par les moindres carrés ordinaires pour le taux de chômage est positif et significatif à 1%. Le taux de chômage a donc pour effet d'accroître l'inégalité des revenus de marché, et plus d'un tiers de l'augmentation de celle-ci serait directement attribuable à l'augmentation du taux de chômage.

Puisque l'emploi et la distribution des heures travaillées sont des facteurs déterminant pour l'inégalité des revenus, il nous apparaît donc justifié de vouloir connaître l'impact des institutions sur la distribution d'un revenu qui tient compte des heures travaillées et de l'emploi. La section suivante s'attèle à cette question, et consiste à l'examen d'une série d'études sur les déterminants de l'inégalité des revenus. Nous avons également retenu une étude qui porte plutôt sur l'inégalité des salaires, celle de MacPhail (2000), puisque qu'elle considère également les gains annuels de travail (concept de

revenu qui tient compte des heures travaillées) en plus des salaires horaires, et que la méthodologie est comparable à la nôtre.

### 2.3 - Déterminants de l'inégalité des revenus: impact des institutions du travail

Dans cette section, nous procédons à la recension d'une série d'études nationales nord-américaines qui s'intéressent aux déterminants de l'inégalité des revenus. Ce que ces études ont de particulier est qu'elles consistent toutes en des analyses de régression multivariée faites à partir de données annuelles agrégées par province canadienne ou par état américain<sup>30</sup>. Ce devis de recherche longitudinal et transversal et ce type de données structurées en panel permettent de tester simultanément plusieurs hypothèses et de mesurer l'importance relative de chacune d'entre elles en présence des autres.

Cette approche empirique est très utilisée pour étudier les déterminants de l'inégalité de revenu à partir d'un panel de pays et a donné lieu à une littérature volumineuse (voir Atkinson et Brandolini (2003) pour une revue de la littérature). Plusieurs ont aussi eu fréquemment recours à cette approche pour estimer l'impact des institutions sur différents enjeux économiques tels que la performance macroéconomique des pays. Un modèle générique pour illustrer simplement cette approche est le suivant (Freeman, 2008):

$$Y_{it} = a + \beta X_{it} + PAYS_i + PÉRIODE_t + \mu_{it} \quad (4)$$

où  $Y_{it}$  est la variable dépendante à expliquer mesurée au pays  $i$  et à la période  $t$ ,  $a$  est une constante,  $X_{it}$  est un vecteur de variables explicatives et  $\beta$  est le coefficient à estimer

---

<sup>30</sup> Cette méthode d'analyse est expliquée plus en détails dans le chapitre 3, section 3.1.

pour chacune des variables explicatives,  $PAYS_i$  est un vecteur de dichotomiques pour capter l'effet fixe de chaque pays  $i$ ,  $PÉRIODE_t$  est un vecteur de dichotomique pour capter l'effet fixe de chaque période  $t$ , et  $\mu_{it}$  est un terme d'erreur aléatoire. En maintenant constant l'effet des variables de contrôle incluses dans le modèle et l'effet fixe des pays et du temps, il est possible d'isoler l'impact des variables institutionnelles sur la variable dépendante.

La comparaison internationale et longitudinale de plusieurs pays permet une généralisation des résultats à laquelle on ne peut prétendre aussi facilement lorsqu'on se limite à un pays. L'analyse d'un panel de données infranationales a tout-de-même ses avantages, puisqu'elle permet de compiler un nombre important d'observations balancées<sup>31</sup>. Elle permet également d'exploiter les écarts régionaux pour estimer l'impact d'un changement plus subtil au niveau la densité syndicale. Enfin, il est plus facile d'étudier la variation qui s'établit dans le temps entre des régions qui présentent une plus grande homogénéité sociopolitique et juridique (Partridge et al., 1996, p.18).

Nous avons appliqué trois critères de sélection pour retenir ou non une étude. Elle doit d'abord exploiter un panel de données canadiennes ou américaines. Elle doit également inclure au moins une de ces deux variables institutionnelles: le salaire minimum réel ou la densité syndicale. Elle doit enfin utiliser une méthodologie similaire à celle qui vient d'être décrite, bien que nous n'imposons pas d'exigence particulière au niveau de l'estimateur utilisé ou quant à l'inclusion ou non d'effets fixes pour le temps ou pour les régions. Un tel filtrage nous permet de rassembler un nombre limité d'études,

---

<sup>31</sup> Les données sont considérées comme étant «balancées» lorsqu'il n'y a pas d'observations manquantes et que les intervalles dans le temps sont égaux. Il est difficile d'assembler des données balancées lorsque nous croisons différentes sources de données pour différents pays.

mais qui sont relativement comparables, soit: trois études américaines (Partridge et al., 1996; Volscho, 2005; Wu et al., 2006), et deux études canadiennes (MacPhail, 2000; Breau, 2007). L'étude américaine de Nielsen et Alderson (1997) et deux études canadiennes (Sharpe et Zyblock, 1997; Bolton et Breau, 2011) ont été écarté. Ces dernières emploient une méthodologie comparable à la nôtre, mais ne contrôlent pour aucune variable institutionnelle. .

Nous avons préféré nous limiter à ces études nationales qui ont été retenues et ne pas faire une revue de la littérature exhaustive sur les différentes études internationales que nous avons pu recenser, puisque ces dernières exploitent une hétérogénéité beaucoup plus grande et doivent considérer un ensemble plus large de concepts et de variables institutionnelles, tel que la couverture syndicale, le niveau de coordination et de centralisation des négociations collectives (Wallerstein, 1999). Dans la sous-section qui suit, nous abordons les études américaines. Les études canadiennes feront l'objet de la sous-section 2.3.2. Nous procéderons à une brève discussion dans la sous-section 2.3.3 pour faire état de la problématique.

#### 2.3.1 - Études américaines sur les déterminants de l'inégalité des revenus

La première étude présentée est celle de Partridge et al. (1996). À notre connaissance, il s'agit de la deuxième étude américaine à exploiter des données infranationales pour étudier les déterminants de l'inégalité des revenus. Le pionnier en cette matière ayant été Topel (1994), que nous avons dû exclure puisqu'il ne contrôle pour aucune variable institutionnelle. Partridge et al. (1996) utilisent les données de recensement américain sur le revenu total familial pour compiler des coefficients de Gini par état pour les années de recensement de 1960, 1970, 1980 et 1990. Ils régressent

ensuite les coefficients sur la densité syndicale<sup>32</sup>, ainsi que sur un ensemble de variables sociodémographiques, le taux de chômage, le taux d'activité, la taille relative du secteur manufacturier, etc. Ils tiennent compte également des effets fixes pour le temps et les états. Le coefficient estimé par les moindres carrés ordinaires pour la densité syndicale est affecté d'un signe négatif, mais il n'est pas significatif à 10%. Ils observent que l'inégalité des revenus s'explique plutôt par une plus grande immigration récente ( $> 0$ )<sup>33</sup>, par une plus grande urbanisation ( $> 0$ ), par une augmentation du pourcentage des familles monoparentales ( $> 0$ ) et par un plus grand taux d'activité ( $< 0$ ).

Volscho (2005) est la seconde étude retenue ici. L'auteur utilise les données de recensement américain pour compiler des coefficients de Gini par état à partir de données sur le revenu total familial, pour les années de recensement de 1960 à 2000 (5 années). Il régresse ensuite le coefficient de Gini sur le salaire minimum réel (d'état) ainsi que sur un ensemble de variables susceptibles de pouvoir expliquer l'inégalité des revenus familiaux et sur des dichotomiques pour le temps. Il est à noter que l'auteur n'inclue pas d'effet fixe pour les états. Le coefficient estimé par les moindres carrés ordinaires pour le salaire minimum est négatif et significatif à 1%. Ainsi, le salaire minimum d'état aurait pour effet de réduire l'inégalité des revenus familiaux. Les autres déterminants significatifs sont: le revenu médian ( $< 0$ ) et sa quadratique ( $> 0$ )<sup>34</sup>, le

---

<sup>32</sup> Les auteurs calculent cette densité en pourcentage de la population active.

<sup>33</sup>  $> 0$  = coefficient positif,  $< 0$  = coefficient négatif.

<sup>34</sup> Certains auteurs, notamment Nielsen et Alderson (2002), contrôlent pour le revenu familial médian (ou le PIB par habitant) et sa valeur au carré pour capter le renversement d'une courbe de Kuznets en « *U* » inversé. L'hypothèse de Kuznets (1955) est que le degré d'inégalité augmente au fur et à mesure qu'une économie se développe, puis la relation se renverse lorsqu'un certain stade de développement est franchi. La deuxième hypothèse vérifiée ici est celle dite du « *U-Turn* », selon laquelle la courbe de Kuznets se reverse passé un certain stade de développement postindustriel (Nielsen et Alderson, 2002, p.1272). Ainsi, Volscho confirme cette seconde hypothèse puisque le coefficient estimé pour revenu médian au carré est positif.



pourcentage des diplômés universitaires ( $> 0$ ), le pourcentage des familles monoparentales ( $> 0$ ), l'immigration récente ( $> 0$ ) et la taille du secteur manufacturier ( $< 0$ ).

La dernière étude américaine retenue est celle de Wu et al. (2006). Les auteurs compilent pour chaque état un certain nombre de mesures de l'inégalité des revenus familiaux (le coefficient de Gini, le coefficient de variation, et un certain nombre d'indice d'Atkinson<sup>35</sup>) à partir des données de la *CPS March Supplements* sur les revenus de marché et après impôts. Ils ajustent les revenus en les divisant par le nombre de personne composant chaque famille. Ils régressent ensuite, séparément pour les régions urbaines et pour les régions rurales, les différents indices d'inégalité sur le salaire minimum réel (d'état), ainsi que sur un important nombre de variables de politiques gouvernementales (ex: assurance-emploi, assurance-invalidité, *food stamps*, etc.), sur des variables démographiques et des variables macroéconomiques. Pour les régions urbaines, les coefficients estimés pour le salaire minimum réel par l'estimateur des effets aléatoires sont positifs et significatifs dans toutes les spécifications testées, tant pour l'inégalité des revenus de marché que pour l'inégalité des revenus après impôts. Pour les régions rurales, l'effet est non significatif dans la plupart des spécifications. Ainsi, contrairement aux estimations de Volscho, le salaire minimum réel augmenterait l'inégalité des revenus en région urbaine et n'aurait pas d'effet significatif dans les régions rurales. Il est à noter cependant, tel que le mentionnent Neumark et Wascher (2008, p.178), que Wu et al. n'incluent pas d'effets fixes pour le temps ni de terme de

---

<sup>35</sup> Il s'agit d'une famille de mesures qui permet d'ajuster le degré d'aversion à l'inégalité à l'aide d'un paramètre. Plus ce dernier est élevé, plus la mesure est sensible à l'extrémité inférieure de la distribution (Atkinson, 1970).

tendance. Par soucis de concision, nous allons omettre de rapporter le reste de leurs résultats, puisque le nombre de variables et de spécifications testés est très élevé.

### 2.3.2 - Études canadiennes sur les déterminants de l'inégalité des revenus

Deux études ont été retenues pour le Canada: l'étude de MacPhail (2000) et celle de Breau (2007). L'étude de MacPhail (2000) se concentre sur l'inégalité des gains de travail annuels et des salaires horaires mesurée en 1981, 1986 et 1989. Nous avons décidé de la retenir puisqu'il est intéressant de savoir si la densité syndicale et le salaire minimum réel exercent un impact égalisateur sur la distribution des gains annuels, un concept de revenu qui tient compte des heures travaillées. À partir de l'Enquête sur les antécédents de travail de 1981, et des fichiers de l'Enquête sur l'activité de 1986 et 1989, MacPhail retient des échantillons d'individus âgés de 17 à 64 ans et occupant un emploi. Elle compile ensuite des indices d'entropie généralisée (*generalised entropy*, une mesure de l'inégalité) agrégés par région métropolitaine (64), séparément pour les femmes et les hommes, ainsi que pour l'ensemble de la population.

L'auteure régresse ensuite ses indices d'inégalité sur la densité syndicale<sup>36</sup>, le salaire minimum réel, ainsi que sur un certain nombre de facteurs. D'abord pour les hommes, sur un total de 12 spécifications différentes, le coefficient estimé pour le salaire minimum réel est non significatif dans 11 spécifications sur 12. La densité syndicale affiche, quant à elle, une relation négative et significative, quel que soit le concept de revenu utilisé ou l'échantillon retenu (l'ensemble des travailleurs et les travailleurs à temps plein seulement). Pour les femmes, le coefficient estimé du salaire minimum réel est négatif et significatif lorsque le concept de revenu qui est retenu est

---

<sup>36</sup> L'auteure calcule cette densité en pourcentage des personnes en emploi

celui des gains annuels et lorsque l'échantillon est limité aux travailleuses à temps plein. Il est également négatif et significatif lorsque l'échantillon couvre l'ensemble des travailleuses et si les variables de densité syndicale et de commerce international<sup>37</sup> sont exclues de la spécification. Quant à la densité syndicale, son coefficient estimé est négatif et significatif lorsque l'échantillon couvre l'ensemble des travailleuses. Il cesse d'être significatif lorsque l'échantillon se limite aux seules travailleuses à temps plein. Enfin, lorsque l'analyse porte sur l'ensemble de la population (hommes et femmes), le coefficient estimé pour le salaire minimum réel n'est pas significatif. Quant à la densité syndicale, son coefficient estimé est négatif et significatif dans chacune des spécifications.

En résumé, les résultats de MacPhail (2000) indiquent que la densité syndicale a en général un effet négatif et significatif sur l'inégalité dans la distribution des salaires horaires et des gains annuels, à plus forte raison pour les hommes, et que le salaire minimum réel a un effet plutôt ambigu, voir non significatif pour les hommes. Quant au reste des résultats, si nous nous limitons aux estimations qui sont généralement significatives pour l'ensemble de la population (hommes et femmes,) le chômage exerce un effet positif et significatif sur l'inégalité ( $> 0$ ).

L'étude de Breau (2007) porte sur les déterminants de l'inégalité des revenus totaux (pour l'ensemble des familles et des personnes seules). À partir de l'EFC et de l'EDTR, l'auteur compile des coefficients de Gini et des ratios de dispersion interquintile ( $Q5/Q1$ ) par province et sur une base annuelle (1981 à 1999 inclusivement). Il régresse

---

<sup>37</sup> L'auteure utilise comme variable proxy la proportion des travailleurs qui sont employés dans des sous-secteurs manufacturiers exposés au commerce international (MacPhail, 2000, p.162)

chacun de ces indices sur la densité syndicale<sup>38</sup>, ainsi que sur un certains nombres de variables explicatives (ouverture sur le commerce internationale, intensité en recherche et développement, taille relative du secteur industriel, etc.). Les résultats d'estimations sont rapportés pour les effets fixes et les effets aléatoires. Le coefficient estimé pour la densité syndicale est négatif mais non significatif lorsque la mesure utilisée pour la variable dépendante est le coefficient de Gini. Il est cependant négatif et significatif lorsqu'il est estimé par les effets aléatoires et en relation avec le ratio de dispersion Q5/Q1. L'effet de la densité syndicale est donc ambigu, bien qu'il soit affecté d'un signe négatif dans chacune des spécifications. Parmi les variables qui sont généralement significatives, notons une variable d'ouverture sur le commerce internationale<sup>39</sup> ( $> 0$ ), la taille relative du secteur manufacturier ( $< 0$ ), le taux d'activité des femmes ( $< 0$ ), les dépenses publiques en pourcentage de PIB ( $< 0$ ), les transferts gouvernementaux en pourcentage de PIB ( $< 0$ ) et le taux de chômage ( $> 0$ ).

### 2.3.3 - Problématique

Les résultats qui peuvent être dégagés des études que nous venons de passer en revue dans les deux sous-sections précédentes sont très ambigus. Du côté américain, Volscho (2005) rapporte un effet négatif et significatif pour le salaire minimum réel, alors que Wu et al. (2006) en rapportent un qui est positif et significatif. Volscho ne tient pas compte des effets fixes étatiques, Wu et al. ne tiennent pas compte des effets fixes pour le temps ni d'un terme de tendance. Quant à Partridge et al. (1996), ils rapportent un effet négatif et non significatif pour la densité syndicale. Du côté canadien, après

---

<sup>38</sup> L'auteur calcule cette densité en pourcentage de la population active

<sup>39</sup> Il s'agit d'un indice d'ouverture sur le commerce international qui se calcule ainsi: (importation + exportation) / PIB

s'être livrée à une batterie de tests, MacPhail (2000) rapporte une relation négative, significative et plutôt stable d'une spécification à l'autre pour la densité syndicale, tant pour l'inégalité des salaires que pour l'inégalité des gains de travail annuels, alors que ses résultats d'estimation pour l'impact du salaire minimum sont ambigus. Finalement, Breau (2007) rapporte un effet ambigu pour la densité syndicale, bien que les coefficients estimés pour cette variable soient affectés d'un signe négatif dans chacune de ses spécifications et qu'il soit significatif en relation avec le ratio Q5/Q1. En résumé, nous pouvons voir que nous sommes très loin du consensus qui se dégage des études portant sur l'inégalité des salaires quant à l'impact de la syndicalisation et du salaire minimum.

De toutes ces études qui viennent d'être abordées dans les deux sous-sections précédentes, il n'y en a seulement qu'une qui contrôle à la fois pour la densité syndicale et pour le salaire minimum réel. Nous nous proposons de contrôler simultanément pour les deux. Aucune autre étude canadienne (à notre connaissance) ne s'est penchée sur les déterminants de l'inégalité des revenus de marché<sup>40</sup>, c'est-à-dire avant que l'effet redistributif des transferts entre en jeu, et nous souhaitons y remédier. Enfin, l'étude canadienne la plus récente couvre les années 1981 à 1999 et fonde son analyse sur 190 observations (Breau, 2007), nous souhaitons étendre notre analyse jusqu'en 2008 et ajouter ainsi 90 observations additionnelles. Dans le chapitre suivant, nous présenterons plus en détail notre approche empirique, ainsi que les variables, leur construction et les sources de données utilisées.

---

<sup>40</sup> Mis à part Sharpe et Ziblock (1997), qui n'incluent cependant aucune variable institutionnelle dans leurs spécifications empiriques.

## Chapitre 3: Approche empirique

Dans ce chapitre, nous présenterons d'abord dans la section 3.1 le modèle analytique qui sera à la base de nos estimations. Dans la section 3.2, nous introduirons plus en détail notre spécification empirique, et chaque variable sera présentée dans les sous-sections 3.2.1 à 3.2.6.

### 3.1 - Modèle analytique de base

Notre approche empirique consiste à procéder à l'analyse de régression multiple d'un panel de données agrégées par province et par année. Les dimensions transversale et longitudinale de ce type de données nous permettent de tenir compte des disparités individuelles (provinciales dans notre cas), ce que ne permettent pas les séries temporelles, ainsi que de tenir compte des comportements individuels dans le temps, ce que ne permettent pas les coupes transversales. Cette variabilité individuelle et temporelle permet de réduire le risque de multicollinéarité, et de faire des estimations plus efficaces (Kennedy, 2008, p.282). Les données en panel nous permettent également d'empiler un nombre relativement intéressant d'observations. Par exemple, puisque nous colligeons des données pour chacune des 10 provinces canadiennes (nos individus), et que nous avons 28 années d'observations (1981-2008), cela nous donne un panel équilibré de 280 observations. Nous nous référons en partie à Sevestre (2002), Dougherty (2007) et Kennedy (2008) pour la suite des explications.

Le défi, lorsque nous utilisons des données structurées en panel, est d'en modéliser l'hétérogénéité inobservée pour pouvoir l'exploiter, que ce soit l'hétérogénéité individuelle ou l'hétérogénéité temporelle. Supposons que nous voulions, à la base, estimer l'impact de la syndicalisation et du salaire minimum réel sur l'inégalité des revenus de marché ( $GINI_{it}$ ), tout en contrôlant pour un ensemble de facteurs susceptibles d'expliquer l'évolution de cette inégalité, nous pourrions vouloir estimer par l'estimateur des moindres carrés ordinaire le modèle de base suivant:

$$GINI_{it} = b_0 + \beta_1 SYND_{it} + \beta_2 \ln(SMIN_{it}) + \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad (1)$$

où  $GINI_{it}$  est la variable dépendante que nous voulons expliquer, le coefficient de Gini pour la province  $i$  et l'année  $t$ , où  $b_0$  est une constante,  $SYND_{it}$  et  $\ln(SMIN_{it})$  sont respectivement la densité syndicale et le logarithme du salaire minimum réel,  $X_{kit}$  est un vecteur de variables explicatives indexées par  $k$  (qui seront explicitées dans la section 3.2.) et  $\beta_k$  est le coefficient à estimer pour chacune de ces variables  $k$ , et enfin,  $u_{it}$  est un terme de perturbations aléatoires.

Le problème avec cette approche (*pooled-ordinary least square*) est qu'elle ignore justement l'hétérogénéité individuelle qui affecte de manière constante le comportement des provinces, ainsi que l'hétérogénéité temporelle qui affecte de manière uniforme les provinces mais à des degrés variables dans le temps. Si les variables omises par le modèle, qui sont à la source de l'hétérogénéité inobservée, font en sorte que la perturbation aléatoire  $u_{it}$  est corrélée avec les variables explicatives  $X_{kit}$  incluses dans le modèle, alors les estimations seraient biaisées. Une manière sensée de contourner ce problème serait de tenter d'estimer les effets fixes des provinces et des

années. Considérons que la perturbation aléatoire  $u_{it}$  dans l'équation (1) puisse être décomposée ainsi:

$$u_{it} = \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

où  $\alpha_i$  représente les spécificités provinciales inobservées pour la province  $i$  qui sont fixes dans le temps (par exemple: les différences socioculturelles, économiques, politiques ou juridiques),  $\delta_t$  représente les spécificités temporelles inobservées pour l'année  $t$  qui sont communes à toutes les provinces (l'évolution technologique, les changements démographiques, etc.), et enfin,  $\varepsilon_{it}$  représente la perturbation aléatoire restante. L'équation du modèle de base (1) pourrait ainsi être réécrite de la manière suivante:

$$GINI_{it} = b_0 + \beta_1 SYND_{it} + \beta_2 \ln(SMIN_{it}) + \beta_k X_{kit} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Ce modèle permet de modéliser l'hétérogénéité des comportements grâce à l'introduction des effets fixes des provinces ( $\alpha_i$ ) et des années ( $\delta_t$ ). Puisque le nombre de provinces et d'années est relativement petit dans notre échantillon, il est facile d'introduire explicitement dans ce modèle, et d'estimer, les effets fixes de celles-ci à l'aide de deux ensembles des variables dichotomiques, un pour les provinces et l'autre pour les années, tel qu'illustré dans l'équation suivante:

$$GINI_{it} = b_0 + \beta_1 SYND_{it} + \beta_2 \ln(SMIN_{it}) + \beta_k X_{kit} + \alpha_i PROV_i + \delta_t ANNÉE_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

où  $PROV_i$  et  $ANNÉE_t$  sont respectivement des vecteurs variables dichotomiques pour les provinces et les années, et  $\alpha_i$  et  $\delta_t$  sont respectivement les coefficients (les effets fixes) à estimer pour  $PROV_i$  et  $ANNÉE_t$ . Il est à noter que cette méthode (*least square dummy estimate*) exige qu'une variable dichotomique soit retirée de chaque ensemble



pour éviter qu'il y ait une colinéarité parfaite entre celles-ci et la constante  $b_0$  (ou sinon que la constante soit retirée). Le choix de la variable dichotomique à retirer n'influence pas les coefficients estimés pour les variables explicatives, et pour les fins de nos analyses nous retirerons la dichotomique de l'année 1981 et celle de l'Ontario, qui nous serviront de groupes de référence. Il est possible d'estimer ce modèle par les moindres carrés ordinaires, mais à l'instar de Cousineau (2010) et Baker et al. (1999), qui ont travaillé eux aussi avec des panels de données provinciales, nous allons plutôt privilégier l'estimateur des moindres carrés pondérées et, à l'instar de Baker et al. (1999, p.326), nous allons pondérer nos observations sur la population totale par province et par année pour tenir compte du poids de celles-ci et des différences considérables entre celles-ci.

### 3.2 - Spécification empirique et données

Nous allons maintenant détailler la spécification empirique pour le modèle de base complet que nous allons employer pour estimer l'impact de la syndicalisation et du salaire minimum réel sur l'évolution de l'inégalité des revenus de marché. L'équation linéaire est la suivante:

$$\begin{aligned}
 GINI_{it} = & \beta_0 + \beta_1 SYND_{it} + \beta_2 \ln(SMIN_{it}) + \beta_3 STOCK\_IT_{it} + \beta_4 R\&D_{it} + \beta_5 INT_{it} \\
 & + \beta_6 \acute{E}DUC_{it} + \beta_7 ACTIVIT\acute{E}_{it} + \beta_8 IMMIGR_{it} + \beta_9 CH\hat{O}MAGE_{it} + \alpha_i PROV_i \\
 & + \delta_t ANN\acute{E}E_t + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{5}$$

où  $GINI_{it}$  est notre variable dépendante mesurée pour la province  $i$  et l'année  $t$ ,  $\beta_0$  est la constante du modèle,  $\beta_1$  à  $\beta_9$  les coefficients à estimer pour les variables explicatives,  $SYND_{it}$  représente la densité syndicale,  $\ln(SMIN_{it})$  le logarithme du salaire minimum réel,  $STOCK\_IT_{it}$  la part du capital informatique dans le total du stock de capital,  $R\&D_{it}$

l'intensité en recherche et développement,  $INT_{it}$  l'ouverture sur le commerce international,  $ÉDUC_{it}$  la moyennes des années d'éducation,  $ACTIVITÉ_{it}$  le taux d'activité,  $IMMIGR_{it}$  l'immigration récente,  $CHÔMAGE_{it}$  le taux de chômage,  $PROV_i$  les effets fixes des provinces et  $\alpha_i$  leurs coefficients à estimer,  $ANNÉE_t$  les effets fixes des années et  $\delta_t$  leurs coefficients à estimer, et enfin,  $\varepsilon_{it}$  est la perturbation aléatoire.

Un certain nombre de variables alternatives seront substituées à certaines des variables en (5) pour vérifier la sensibilité de nos résultats au choix de différentes mesures. D'abord, dans des spécifications alternatives, nous remplaceront  $SYND_{it}$  (qui est mesurée en pourcentage des employés) par  $SYND\_PA_{it}$  (qui est mesurée en pourcentage de la population active). Nous remplacerons  $ÉDUC_{it}$  par  $GINI\_ÉDUC_{it}$ , qui est l'inégalité des années d'éducation estimée à l'aide d'une formule adaptée du coefficient de Gini. Nous remplacerons également  $ACTIVITÉ_{it}$  par  $FEMMES_{it}$ , qui est le taux d'activité des femmes. Enfin, pour les mesures de changements technologiques,  $STOCK\_IT_{it}$  sera remplacé par  $INVEST\_IT_{it}$ , qui est l'investissement annuel en capital informatique en pourcentage de l'investissement total, et  $R\&D_{it}$  sera remplacé par  $R\&D2_{it}$ , qui représente les dépenses réelles en recherche et développement par travailleur alors que  $R\&D_{it}$  représente plutôt les dépenses nominales en pourcentage du PIB nominal.

La justification du choix des variables utilisées en (5) et des différentes mesures sera faite dans les sous-sections suivantes. Avant de poursuivre, il nous apparaît important de justifier le choix du modèle dans son ensemble.

La spécification empirique en (5) est inspirée en partie de celle qui a été utilisée par MacPhail (2000, p.161), et qui est la suivante (la désignation et l'ordre des termes sont modifiés, mais l'essence reste inchangée):

$$\begin{aligned} IN\acute{E}GALIT\acute{E}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 SYND_{it} + \beta_2 SMIN_{it} + \beta_3 TECH_{it} + \beta_4 INDUST_{it} \\ & + \beta_5 INT_{it} + \beta_6 UNIV_{it} + \beta_7 FEMMES_{it} + \beta_8 CH\hat{O}MAGE_{it} \\ & + \beta_9 1986_i + \beta_{10} 1989_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

où  $TECH_{it}$  est un indice de changement technologique,  $INDUST_{it}$  est la taille relative du secteur manufacturier,  $UNIV_{it}$  est la proportion des diplômés universitaires,  $1986_i$  et  $1989_i$  sont respectivement des dichotomiques pour les années 1986 et 1989 (l'année de référence étant 1981), et  $i = 64$  régions métropolitaines.

Notre spécification en (5) se distance à quelques égards de celle de MacPhail en (6). D'abord, nous incluons des dichotomiques pour les provinces, puisque celles-ci permettent de tenir compte des différences inobservées qui s'établissent entre les provinces au niveau culturel, politique et juridique. Ces différences nous apparaissent importantes dans le cadre d'une étude qui porte sur l'impact des institutions du travail, notamment en raison que ces dernières sont soumises en bonne partie à la juridiction provinciale.

Ensuite, à l'instar de Partridge et al. (1996) et Volscho (2005), nous allons ajouter une variable sur l'immigration récente, qui est le nombre d'immigrants ayant immigré dans une province depuis 5 ans ou moins exprimé en pourcentage de la population totale de la province.

Enfin, nous écartons la variable de la taille relative du secteur manufacturier  $INDUST_{it}$  pour un certain nombre de raisons. MacPhail (2000) semble d'abord employer cette variable comme proxy alternative pour estimer l'impact du commerce international, qui à la base est supposé être mesuré plus directement par la variable  $INT_{it}$ . Nous observons également, à partir de ses résultats, que cette variable  $INDUST_{it}$  n'est presque jamais significative lorsque la densité syndicale est incluse dans la spécification. Cela est peut-être attribuable à un effet d'industrie des syndicats qui est capté par cette variable. Il est possible aussi que la «désindustrialisation» soit explicable surtout par un changement technologique complémentaire au travail qualifié (Berman et al, 1994) et par l'augmentation de la productivité à l'intérieur du secteur manufacturier (Rowthorn et Ramaswamy, 1997). Il est donc possible que la relation négative et significative qui fut observée par plusieurs auteurs entre la taille relative du secteur manufacturier et l'inégalité des revenus ou de salaires (Nielsen et Alderson, 1997; MacPhail; 2000, Volscho, 2005; Breau, 2007) soit en fait l'effet joint de plusieurs phénomènes distincts que nous préférierions contrôler séparément.

Nous nous sommes inspirés du modèle de MacPhail pour deux raisons. La première est qu'il est bien ancré dans la littérature théorique sur l'inégalité des salaires, et qu'il tient compte de la performance macroéconomique. La deuxième est que ce modèle est relativement parcimonieux par rapport aux autres modèles dont nous avons pris connaissance. À l'égard de ce dernier point, il est cependant important de souligner que la littérature sur l'étude des déterminants de l'inégalité des revenus tient compte en général d'un certain nombre de variables sociodémographiques qui n'ont pas été introduite dans notre modèle théorique. Certaines études vont introduire dans leur

modèle des variables sur pour la structure d'âge: la proportion de la population âgée de 65 ans et plus et la proportion de la population âgé de 15 ans et moins. Cependant, les attentes théoriques sont très ambiguës et les résultats empiriques sont souvent difficiles à interpréter (Breau, 2007; Moller et al. 2009). Il aurait pu être pertinent d'inclure également une variable sur la proportion des familles en situation de monoparentalité, à l'instar de Partridge et al. (1996), Nielsen et Alderson (1997), Volscho (2005) et Wu et al. (2006), qui observent tous une relation positive entre cette variable et l'inégalité des revenus. Cependant, nous ne disposons pas de cette information sur une base annuelle, et il aurait été nécessaire de la compiler à partir de fichiers de microdonnées d'enquêtes de ménages, ce qui dépassait le cadre que nous nous étions fixé pour cette étude. Néanmoins, si tous ces changements sociodémographiques (et d'autres qui n'ont pas été mentionnés) sont tendanciels et communs à l'ensemble des provinces, ils seront alors pris en compte par les effets fixes annuels<sup>41</sup>.

Dans les sous-sections suivantes (3.2.1 à 3.2.6), nous discuterons de la pertinence des variables et des mesures utilisées dans la spécification (5), et des mesures alternatives. Un tableau synoptique résumant les définitions et les sources de données des différentes variables est disponible en annexe (tableau A1), ainsi que les graphiques par province pour chacune des variables utilisées (figure A1 à A10).

### 3.2.1 La variable dépendante

Puisque que le chapitre 1 consiste en bonne partie à introduire l'inégalité des revenus et sa mesure, et que les concepts de base ont déjà été expliqués abondamment,

---

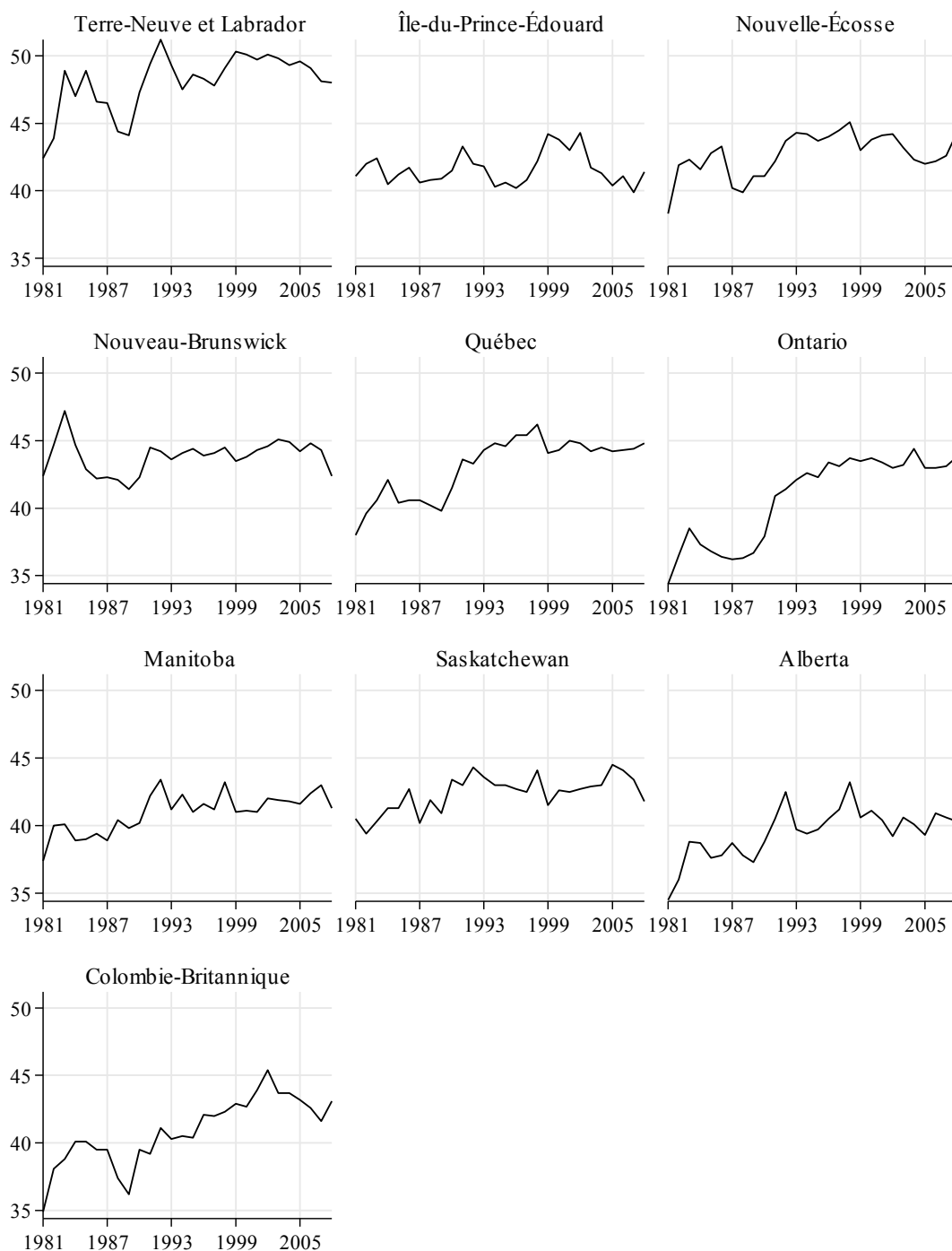
<sup>41</sup> Le fait d'exclure des variables qui partagent des tendances similaires réduit également le risque de multicolinéarité.

nous nous limitons ici à résumer l'essentiel. La mesure de l'inégalité qui sera utilisée dans le cadre de cette étude est le coefficient de Gini calculé à partir des revenus de marché des ménages. Les revenus utilisés ont été ajustés par individu pour tenir compte de la taille des ménages. La figure 3.1 représente l'évolution du coefficient de Gini par province et par année. Il est intéressant de constater qu'il y a eu une certaine variation entre les provinces qui pourra être exploitée dans nos analyses. Même si la plupart d'entre elles ont été affectées d'une tendance commune à la hausse, nous pouvons remarquer que les provinces des prairies ont connu des hausses moins prononcées que le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique. Quant aux provinces des maritimes, l'Île-du-Prince-Édouard et le Nouveau-Brunswick affichent une impressionnante stabilité, contrairement à Terre-Neuve et le Labrador et la Nouvelle-Écosse qui ont vu leur niveau d'inégalité des revenus respectif augmenter considérablement.

### 3.2.2 - Les variables institutionnelles: densité syndicale et salaire minimum réel

La syndicalisation ( $SYND_{it}$ ) est mesurée par la densité syndicale. La densité syndicale est définie comme étant le nombre d'employés syndiqués en pourcentage du nombre total d'employés. Puisque certaines études calculent plutôt la densité en divisant les effectifs syndiqués sur la population active (Partridge et al. 1996; Breau, 2007), nous l'essaierons également comme mesure alternative ( $SYND_{PA_{it}}$ ). À priori, nous ne voyons pas de problème à utiliser cette mesure alternative puisque nous souhaitons estimer l'impact de cette institution sur la distribution des revenus pour l'ensemble de la population et des ménages. Ainsi, en calculant la densité syndicale en pourcentage de la population active, nous tenons compte de tous les individus qui pourraient occuper un emploi syndiqué, tel que les travailleurs autonomes et les chômeurs.

**Figure 3.1 - Évolution de l'inégalité dans la distribution du revenu de marché (coefficient de Gini X 100), par province canadienne, 1981-2008**



Note: Coefficients calculés à partir des revenus de marché rapportés au niveau du ménage et pondérés par la racine carré du nombre de personne le composant.

Source: Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, Enquête sur les finances des consommateurs, Statistique Canada, Tableau CANSIM: 202-0709

Deux enquêtes sont utilisées pour obtenir les effectifs syndiqués. Nous utilisons tout d'abord l'Enquête sur la population active (EPA) qui, depuis janvier 1997, compile des informations sur l'adhésion syndicale et la couverture syndicale. L'autre source de données utilisée est la *Loi sur les déclarations des personnes morales et des syndicats* (plus connu sous son acronyme anglais CALURA) qui, pour la période allant de 1962 à 1995, obligeait les syndicats nationaux et internationaux d'au moins 100 membres résidant au Canada à communiquer au gouvernement fédéral des renseignements sur leurs finances et leurs effectifs (Akyeampong, 2004, p.9). L'EPA, qui est une enquête de ménage et non un recensement de syndicats comme CALURA, n'impose pas cette contrainte de taille de syndicat au niveau de l'échantillon.

Suite à l'examen des séries chronologiques par province de la figure A2, nous pouvons constater que les séries de CALURA ont tendance à surestimer les effectifs syndiqués par rapport aux séries de l'EPA. C'est notamment le cas pour Terre-Neuve et le Labrador et le Nouveau-Brunswick, qui affichent une brisure temporelle marquée lors du raccord des deux enquêtes. Les deux enquêtes seraient malgré tout combinables puisque leurs tendances seraient convergentes (Galarneau, 2003, dans Akyeampong, 2004, p.9), et comme CALURA est la seule source de données compilées annuellement pour la période 1981-1995, nous l'utilisons dans cette étude. Il n'y a pas de chevauchement entre CALURA et l'EPA, et nous n'avons aucune information sur la densité syndicale pour l'année 1996. Dans le but d'avoir un panel équilibré, et à l'instar de Breau (2007, p. 81-82), nous avons décidé de combler cette observation manquante en y imputant tout simplement la moyenne des taux de 1995 et 1997 pour chaque



province. Nous vérifierons la sensibilité de nos résultats à l'exclusion des observations pour Terre-Neuve et le Labrador et pour le Nouveau-Brunswick.

Notre hypothèse quant au sens attendu pour la relation entre la densité syndicale et la variable dépendante est indéterminée. Nous avons pris connaissance d'un certain consensus dans la littérature quant à l'effet négatif de la syndicalisation sur l'inégalité des salaires horaires qui s'établit entre les travailleurs, mais aucun consensus ne semble émerger de la littérature qui porte sur l'étude des déterminants de l'inégalité des revenus.

En ce qui a trait au salaire minimum, nous utilisons le logarithme naturel du salaire minimum réel calculé ainsi:  $\ln(SMIN_{it}) = \ln((100/IPC_{it}) \times SMIN_{it}^{NOMINAL})$ , où  $SMIN_{it}^{NOMINAL}$  est le taux horaire du salaire minimum moyen par province et par année en dollars courants, et  $IPC_{it}$  est l'indice des prix à la consommation selon le panier de 2005 (pour ajuster le taux à l'inflation), en dollar de 2002. Les taux horaires en dollars courants ont été obtenus sur le site web officiel du ministère des Ressources humaines et Développement des compétences Canada<sup>42</sup>. La figure A3 en annexe illustre l'évolution du salaire minimum réel et du salaire minimum nominal par province.

Il est difficile d'avoir des attentes précises quant au sens attendu pour la relation entre le salaire minimum réel et l'inégalité de revenu. Tout comme pour la syndicalisation, nous avons vu qu'il se dégage un certain consensus de la littérature qui se concentre sur l'étude de l'inégalité des salaires, mais pas de celle qui porte sur l'inégalité des revenus. Dans leur revue de la littérature sur l'impact du salaire minimum sur l'emploi, Neumark et Wascher (2006) en arrivent à la conclusion qu'une majorité

---

<sup>42</sup> <http://www.hrsdc.gc.ca> (consulté le 01-07-11)

d'études observent une relation négative entre le salaire minimum et l'emploi. Un certains nombres d'études observent également relation positive significative ou non significative entre le salaire minimum et la pauvreté, notamment au Canada (Cousineau, 2009; Sen et al., 2010). Un impact négatif sur l'emploi et un impact positif sur la pauvreté ne peuvent que renforcer nos doutes quant à l'impact du salaire minimum sur l'inégalité des revenus. Nos attentes sur le sens de la relation demeurent néanmoins indéterminées.

### 3.2.3 - Les variables de demande de travail

Deux types de variables seront présentés ici: les variables de changement technologique et une variable d'ouverture sur le commerce international. Il ressort de la littérature sur les déterminants des inégalités économiques trois types de mesures directes du changement technologique: l'investissement dans les ordinateurs (Berman et al., 1994) ou leur utilisation (Autor et al., 1998), différents indices d'intensité en recherche et développement (R&D) (Mincer, 1991; Berman et al., 1994; Breau, 2007; Koeniger et al., 2007; OCDE, 2011), et la part des technologies de l'information et des communication dans le stock total de capital (FMI, 2007). À l'instar de Berman et al. (1994, p.386-389), nous allons contrôler simultanément pour l'intensité en R&D et la diffusion des ordinateurs.

Nous contrôlons tout d'abord pour le stock des ordinateurs et des logiciels en pourcentage du stock total de capital ( $STOCK_{IT_{it}}$ ). Le graphique par province est disponible en annexe (figure A4.1). Nous testerons également comme mesure alternative l'investissement annuel en ordinateurs et logiciel en pourcentage de l'investissement

total ( $INVEST\_IT_{it}$ ). Le graphique par province pour cette mesure alternative est également disponible en annexe (figure A4.2).

La raison théorique pour laquelle nous nous concentrons spécifiquement sur les ordinateurs et les logiciels est que ce type de capital pourrait aisément se substituer au travail routinier qui peut être programmé et automatisé, alors qu'il serait complémentaire et profitable au travail non routinier (Autor et al., 2003). La diffusion d'un tel type de capital et la baisse de son prix pourrait donc avoir pour effet de réduire la demande relative de travail routinier. Autor et al. (2005) croient également que la diffusion de ce type de technologie pourrait expliquer la polarisation observée au niveau des emplois et des salaires, qui se traduit par un déclin du milieu de la distribution des salaires (là où les emplois routiniers seraient les plus fortement concentrés). Ainsi, nous avons pour hypothèse que la relation attendue entre la diffusion des ordinateurs et l'inégalité des revenus sera positive.

Nous allons contrôler également pour l'intensité en recherche et développement. Il existe plusieurs façons de mesurer celle-ci. Mincer (1991) utilise les dépenses en R&D par employé, Berman et al. (1994) et Breau (2007) utilisent les dépenses en R&D en pourcentage des livraisons manufacturières. Nous n'avons pas immédiatement sous la main des données sur les livraisons manufacturières par province, et à l'instar d'une étude de l'OCDE (2011) nous avons décidé d'utiliser une mesure alternative: les dépenses d'entreprise en R&D en pourcentage du PIB. Nous considérons les activités en R&D, peu importe la source de financement, mais dont l'exécution est faite au niveau des entreprises commerciales. Le graphique par province est disponible en annexe (figure A5.1). Selon les définitions de l'OCDE (2008), cet indice nous renseigne sur

l'intensité à laquelle le secteur privé d'un pays donné (ou d'une province, dans notre cas) investi et innove dans la création de nouveaux produits et de nouvelles techniques de production. Mincer (1991) décrit les avantages des mesures de la R&D ainsi:

The conceptual advantage of R&D measures is that they more directly represent sources and application of new technology to productive processes, rather than their partial reflection in productivity growth. (p.16)

Mincer (1991, p.16) croit qu'il est cependant préférable de mesurer l'intensité en R&D en pondérant les dépenses sur le nombre de travailleurs plutôt que sur le PIB. Nous allons donc tester également cette mesure alternative ( $R\&D2_{it}$ ) pour vérifier la sensibilité de nos résultats, en pondérant les dépenses d'entreprises (en dollar constant) en R&D sur l'emploi. Le graphique par province pour cette mesure alternative est disponible également en annexe (figure A5.2).

Il est probablement pertinent de contrôler simultanément pour l'intensité en R&D et la diffusion des ordinateurs, tel que le font Berman et al. (1994). Bresnahan et al. (2002) observent, au niveau des établissements, que la demande de travail qualifié associée aux technologies de l'information est plus forte dans les établissements qui mettent également en place des pratiques d'organisation du travail à haute performance et qui investissent dans le développement de nouveaux produits ou services. Tel que Bresnahan et al. expliquent leur hypothèse:

Firms do not simply plug in computers or telecommunications equipment and achieve service quality or efficiency gains. Instead they go through a process of organizational redesign and make substantial changes to their product and service mix. This raises the possibility that computers affect labor demand not only directly, as has been previously

studied, but indirectly through other firm-level changes. That is, IT is embedded in a cluster of related innovations, notably organizational changes and product innovation. (p.314)

Nous avons pour hypothèse que la relation attendue entre l'intensité en R&D et l'inégalité de revenu est positive, dans la mesure où ce type d'activité accroît la demande de travail qualifié.

Enfin, la dernière variable de «demande de travail qualifié» est l'ouverture sur le commerce international. L'hypothèse vérifiée est que l'ouverture sur le commerce international et l'intensification des échanges entre les pays du nord et les pays du sud a pour effet d'accroître la demande relative de travail qualifié dans les pays du nord et d'accroître la demande relative de travail peu qualifié dans les pays du sud, là où ce type de travail est abondant et peu dispendieux, ce qui a donc pour effet d'accroître le différentiel salarial entre les travailleurs qualifiés et les travailleurs peu qualifiés dans les pays du nord (Wood, 1994, p.27-28). La littérature qui tente d'estimer l'impact du commerce international sur la distribution des salaires est très volumineuse. Breau et Rigby (2010, p.58) ont récemment fait une revue de la littérature des études américaines et canadiennes sur la question, et il n'y a pas de consensus atteint. Certaines études rapportent un effet modéré, certaines rapportent un effet substantiel, et d'autres ne rapportent aucun effet.

À l'instar de Breau (2007), nous allons inclure dans notre spécification un indice d'ouverture sur le commerce international ( $INT_{it}$ ) qui est la somme des importations et des exportations en pourcentage du PIB. Le graphique par province est disponible en annexe (figure A6). Le choix des différentes mesures est limité par la disponibilité des données par province sur CANSIM. Une faiblesse de cet indice d'ouverture sur le

commerce international est qu'il ne nous informe pas exactement sur l'internationalisation du processus de production puisqu'il ne tient compte que des échanges de biens finals. Un argument défendu par Feenstra et Hanson (2003) est que l'échange de biens intermédiaires<sup>43</sup> lié à la sous-traitance a augmenté dramatiquement, et pourrait avoir eu un impact important sur les salaires qui ne serait pas pris en compte par l'échange de biens finals mesuré en pourcentage du PIB. Malgré les limites conceptuelles de la mesure que nous utilisons, nous avons tout de même pour hypothèse que la relation entre l'ouverture sur le commerce international et l'inégalité des revenus sera positive.

#### 3.2.4 - Variables de scolarité

Dans la littérature empirique qui porte sur les déterminants de l'inégalité des revenus ou de salaires, il est d'usage de contrôler pour l'offre relative de main-d'œuvre qualifiée, ou plus généralement pour le développement du capital humain ou l'accès à l'éducation. L'attente théorique est qu'une plus grande diffusion de l'éducation (et conséquemment une offre relative de main-d'œuvre qualifiée plus élevée) aura pour effet d'exercer une pression à la baisse sur le rendement associé à la scolarité et réduira ainsi l'inégalité des salaires (et par extension celle des revenus).

Parmi les études nord-américaines et internationales que nous avons pu recenser et qui sont similaires à la nôtre sur le plan méthodologique, une relation négative et significative est généralement observée entre la proportion de la population ayant complété au moins 12 années de scolarité et l'inégalité des revenus (Partridge et al.,

---

<sup>43</sup> Ces biens (ou services) intermédiaires ne sont pas comptabilisés dans le PIB pour éviter le double décompte. Seuls les biens finaux sont pris en compte.

1996; Volscho, 2005; Wu et al., 2006), alors qu'une relation significative et positive contraire au sens attendu (ou non significative) est cependant observée entre la proportion de la population ayant complété au moins 16 années de scolarité et l'inégalité des revenus (Partridge et al., 1996; MacPhail, 2000; Volscho, 2005; Wu et al., 2006). Similairement aux dernières études qui viennent d'être citées, Koeniger et al. (2007) observent une relation positive et significative entre l'inégalité des salaires et un ratio de la population ayant complété au moins des études universitaires partielles (pondérée sur le reste de la population). Alderson et Nielsen (2002) observent quant à eux une relation négative et significative entre le taux d' enrôlement aux études secondaires et l'inégalité des revenus. Enfin, Wallerstein (1999) et Checchi et García-Peñalosa (2010) observent une relation négative entre la moyenne des années de scolarité et l'inégalité des salaires (qui cesse d'être significative pour Wallerstein lorsque l'auteur inclut dans le modèle des effets fixes pour le temps). Il ne semble donc pas y avoir un consensus très clair qui se dégage de ces études. Certains résultats vont dans le sens contraire de ce qui est théoriquement attendus et sont parfois contradictoires entre eux.

À l'instar de Wallerstein (1999) et de Checchi et García-Peñalosa (2010)<sup>44</sup>, nous allons contrôler d'abord pour la moyenne des années de scolarité  $\text{ÉDUC}_{it}$ . À notre connaissance, de telles données pour le Canada ne sont pas disponibles au niveau provincial, et nous avons donc estimé la moyenne des années de scolarité par province et par année à partir des données l'EPA de 1990 à 2008 et des fichiers publiques de recensement pour les particuliers (échantillon de 2%) de 1981 et 1986. Une méthode

---

<sup>44</sup> Ces deux études internationales n'ont pas été couvertes dans le chapitre précédent car leur analyse respective est faite à partir d'un panel de pays membres de l'OCDE, et nous voulions limiter notre revue de la littérature aux seules études nationales nord-américaines.

simple pour estimer la moyenne des années de scolarité pour une province et une année données est la suivante (Psacharopoulos et Arriagada, 1986, p.4; Vinod et al., 2000, p.11; Barro et Lee, 2010, p. 7):

$$\mu = \sum_{k=1}^7 p_k y_k \quad (7)$$

où  $\mu$  est la moyenne des années de scolarité ( $EDUC_{it}$ ),  $p_k$  est la proportion de la population active ayant complété un niveau  $k$  de scolarité, et  $y_k$  est le nombre d'années de scolarité attribué au niveau d'éducation  $k$ . Nos niveaux de scolarité  $k$  sont au nombre de 7, ils sont mutuellement exclusifs et incluent l'ensemble de la population active de 15 ans et plus. Ces niveaux de scolarité correspondent aux catégories d'éducation utilisées par l'EPA depuis 1990. Le tableau 3.1 affiche les différentes catégories d'éducation utilisées et les années de scolarité qui leurs ont été attribuées. Chaque individu est classé dans l'une ou l'autre de ces catégories, en fonction de son plus haut niveau de scolarité complété. Puisque nous avons besoin des proportions  $p_k$  sur une base annuelle pour avoir un panel de données balancé, nous comblons les valeurs manquantes (pour 1982-1985 et 1987-1989 inclusivement) par interpolation linéaire à partir des observations de 1981, 1986 et 1990.

La raison particulière pour laquelle nous n'utilisons pas l'EPA pour les observations précédant 1990 est que l'enquête a changé sa classification des niveaux d'éducation en 1990, de tel sorte qu'il n'est pas possible de combiner les données colligées par l'EPA sur l'éducation pour les années antérieures avec celles de 1990 et des années suivantes. Il est cependant possible de reconstituer des catégories semblables à



**Tableau 3.1 - Catégories d'éducation mutuellement exclusives utilisées et les années de scolarité qui leur ont été attribuées**

8 années et moins ( $k = 1$ ):	$Y_1 = 6$ années
Études secondaires partielles ( $k = 2$ ):	$Y_2 = 6 + 0.5(6) = 9$ années
Études secondaires complétées ( $k = 3$ ):	$Y_3 = 12$ années
Études postsecondaires partielles ( $k = 4$ ):	$Y_4 = 12 + 0.5(2) = 13$ années
Études postsecondaires complétées ( $k = 5$ ):	$Y_5 = 14$ années
Baccalauréat complété ( $k = 6$ ):	$Y_6 = 16$ années
Études supérieures complétées ( $k = 7$ ):	$Y_7 = 18$ années

celles employées par l'EPA depuis 1990 à partir des fichiers de recensements de 1981 et 1986 et d'obtenir ainsi des proportions  $p_k$  pour des catégories d'éducation qui sont comparables. Un graphique par province pour la variable  $ÉDUC_{it}$  est disponible en annexe (figure A7.1).

Une partie de la littérature sur les déterminants de l'inégalité des revenus contrôle pour l'inégalité (ou la dispersion) de la scolarité plutôt que pour son niveau moyen (Nielsen et Alderson, 1997; Breau, 2007; Moller et al., 2009). Théoriquement, toutes choses étant égales par ailleurs, une augmentation de la dispersion des années de scolarité augmentera l'inégalité des salaires (De Gregorio et Lee, 2002, p.397), et par extension celle des revenus. À partir de la moyenne  $\mu$  des années de scolarité estimée à l'équation (7), des proportions  $p_k$  et des années  $Y_k$  pour chaque catégorie d'éducation  $k$  affichées dans le tableau 1, il est possible d'estimer l'inégalité dans la distribution des années de scolarité  $GINI\_ÉDUC_{it}$  pour une province  $i$  à une année  $t$  à l'aide d'un coefficient de Gini obtenu par la formule adaptée suivante qui fut proposée par Vinod et al. (2000, p.9-12):

$$GINI_E = \left(\frac{1}{\mu}\right) \sum_{k=2}^7 \sum_{j=1}^{k-1} p_k (y_k - y_j) p_j \quad (8)$$

où  $GINI_E$  est l'inégalité de la scolarité ( $GINI\_ÉDUC_{it}$ ),  $\mu$  est la moyenne des années de scolarité,  $p_k$  et  $p_j$  sont les proportions de la population avec différents niveaux d'éducation,  $y_k$  et  $y_j$  sont les années de scolarité pour différents niveaux d'éducation, et  $k$  est le nombre de catégories d'éducation ( $k = 7$ ). À l'instar d'un coefficient de Gini du revenu tel que celui que nous utilisons pour la variable dépendante,  $GINI_E$  varie de 0 (égalité parfaite) à 1 (inégalité parfaite).

Le graphique par province est disponible en annexe (figure A7.2).  $GINI\_ÉDUC_{it}$  est fortement corrélée négativement avec la moyenne des années de scolarité  $ÉDUC_{it}$  ( $r = -0.96$ ), et une telle association négative (de même qu'une baisse de l'inégalité des années de scolarité généralisée à l'ensemble des pays) a été observée dans des études comparatives internationales (Vinod et al., 2000, p. 17; Vinod et al., 2002, p.10 et p.12): les pays qui affichent les niveaux d'inégalité de la scolarité les plus élevés sont ceux qui rapportent les moyennes d'années de scolarité les plus faibles. Nous utiliserons  $GINI\_ÉDUC_{it}$  comme mesure alternative pour  $ÉDUC_{it}$  dans le but de vérifier la sensibilité de nos résultats. Nous avons pour hypothèse que la moyenne des années de scolarité  $ÉDUC_{it}$  réduit l'inégalité des revenus, et que l'inégalité des années de scolarité  $GINI\_ÉDUC_{it}$  augmente l'inégalité des revenus.

### 3.2.5 - Variable sur l'immigration récente

Nous avons vu que Partridge et al. (1996) et Volscho (2005) rapportent une relation significative et positive entre la population des immigrants récents (établis depuis 5 ans ou moins) exprimée en pourcentage de la population totale et l'inégalité des revenus. Breau (2007) utilise plutôt comme mesure un ratio des nouveaux arrivants

internationaux divisé par la croissance annuelle brute de la population, mais sans succès<sup>45</sup>. Nous allons inclure dans notre modèle de base une variable d'immigration récente, que nous calculons comme suit:

$$IMMIG_{it} = \left( \frac{IM_{it} + IM_{it-1} + IM_{it-2} + IM_{it-3} + IM_{it-4}}{POP\_TOTALE_{it}} \right) \times 100 \quad (9)$$

où  $IM_{it}$  est le nombre annuel de nouveaux arrivants étrangers qui immigreront dans une province  $i$  à une année  $t$ , et  $POP\_TOTALE_{it}$  est la population totale. Le nombre annuel de nouveaux arrivants étrangers par province et par année est pris directement dans les estimations annuelles de la population de Statistique Canada (tableau CANSIM: 051-0011). De par sa construction, cette variable n'est pas idéale car le numérateur ne tient pas compte des immigrants récents qui quittent la province d'accueil, ou qui arrivent d'une autre province d'accueil, mais nous avons besoin de données annuelles et celles provenant des estimations annuelles de la population nous étaient directement accessibles sur CANSIM<sup>46</sup>.

---

<sup>45</sup> Les données utilisées par Breau proviennent des estimations de la population de Statistique Canada (tableau CANSIM: 051-0011). Lorsque nous avons effectué nos estimations préliminaires, nous avons essayé d'inclure une variable similaire à celle qui est employée par l'auteur, et le coefficient estimé était également non significatif. Nous avons aussi essayé un ratio d'immigration brute (nombre de nouveaux arrivants par 1000 habitants), sans succès également. Il est possible que cela soit dû au fait que nous utilisions des données de flux migratoire qui nous informent sur le nombre de nouveaux immigrants accueillis chaque année mais pas sur la taille de la population immigrante établie depuis  $X$  nombre d'années et moins. Cette dernière information est celle qui est normalement utilisée par les études américaines basées sur les données de recensement, et à notre connaissance elle n'est pas disponible sur une base annuelle sur CANSIM.

<sup>46</sup> Nous avons eu l'occasion de comparer nos données de 2006 avec celles qui sont compilées directement à partir des fichiers maîtres de recensement et qui sont disponibles sur CANSIM pour cette année. Nous avons constaté que notre mesure a pour effet de surestimer légèrement la population des immigrants récents en Ontario (5.15% vs 4.78%), au Québec (2.73% vs 2.57%), en Colombie-Britannique (4.50% vs 4.32%), et à la surestimer considérablement à Terre-Neuve et le Labrador (0.44% vs 0.29%) et à l'Île-du-Prince-Édouard (0.84% vs 0.63%). Notre mesure a également pour effet de sous-estimer la population des immigrants récents en Alberta (2.48% vs 3.15%), possiblement parce que cette province attire beaucoup d'immigrants récents qui ont été accueillis au pays par d'autres provinces. L'information n'était malheureusement pas disponible pour les recensements antérieurs, et il aurait été nécessaire de la

La détérioration du bien-être économique des immigrants au Canada est bien documentée, que ce soit au niveau de l'emploi, des salaires et du taux de faible revenu (Boudarbat et al., 2010). La relation entre l'immigration récente et l'inégalité des salaires et des revenus n'est cependant pas très claire. Il a été observé, d'une part, que l'immigration récente aurait contribué considérablement à accroître l'inégalité des revenus durant les années 1990 au Canada (Moore et Pacey, 2003). Cependant, il a aussi été observé par Aydemir et Borjas (2006) que l'immigration a eu pour effet de réduire les inégalités de salaires au Canada entre 1971 et 2001 puisqu'elle aurait contribué à augmenter l'offre relative de travail qualifié, alors qu'aux États-Unis elle a plutôt contribué à accroître l'offre relative de travail peu qualifié et a donc eu pour effet contraire d'augmenter l'inégalité des salaires. À la lumière de ces résultats, la relation attendue entre l'immigration récente et l'inégalité des revenus de marché est donc indéterminée.

### 3.2.6 - Variables macroéconomiques

Deux variables macroéconomiques sont généralement considérées dans l'étude des déterminants de l'inégalité des revenus: l'activité et le chômage. Nous avons vu, dans les sections 2.2.3 et 2.3, que ces deux facteurs sont déterminants pour l'inégalité des revenus. Sharpe et Zyblock (1997) observent une relation positive et significative entre le taux de chômage et l'inégalité des revenus, alors qu'ils observent une relation négative et significative entre le taux de participation des femmes et l'inégalité des revenus. Partridge et al. (1996) observent une relation négative et significative entre le taux de participation (pour l'ensemble de la population) et l'inégalité des revenus. MacPhail

---

compiler nous même à partir des fichiers de à grande diffusion, ce qui dépassait le cadre que nous nous étions fixé.

observe une relation positive et significative entre le taux de chômage et l'inégalité des salaires horaires et de gains annuels, et Breau (2007) observe également une relation positive et significative entre le taux de chômage et l'inégalité des revenus, ainsi qu'une relation négative et significative entre le taux d'activité des femmes et l'inégalité des revenus. Il est intéressant de constater que le taux de chômage n'a pas d'impact significatif dans les études américaines (Partridge et al., 1996; Volscho, 2005; Wu et al., 2006) alors qu'il en a un dans toutes les études canadiennes recensées, et cela est peut-être attribuable à une plus grande rigidité salariale au Canada.

Nous allons d'abord inclure une variable de taux d'activité ( $ACTIVITÉ_{it}$ ) pour l'ensemble de la population âgée de 15 ans et plus. Nous utiliserons comme mesure alternative le taux d'activité des femmes de 15 ans et plus ( $FEMMES_{it}$ ) pour vérifier la sensibilité de nos résultats. Le graphique par province pour ces deux variables présentées simultanément est disponible en annexe (figure A8). Nous allons également inclure dans chaque spécification une variable de taux de chômage ( $CHÔMAGE_{it}$ , figure A10 en annexe). Nos attentes quant à l'effet du chômage sont claires: il a pour effet d'accroître l'inégalité des revenus puisque les individus les plus vulnérables sont situés dans les quintiles inférieurs de la distribution des revenus (Sharpe et Zyblock, 1997). Quant au taux d'activité des femmes, l'effet attendu est plus incertain. Si l'activité des femmes augmente dans les ménages les plus riches et qu'elle reste inchangée dans les ménages les plus pauvres, cela aura pour effet d'accroître l'inégalité des revenus. Or, Sharpe et Zyblock (1997, p.181) observent que les femmes qui étaient situées dans le premier quintile de la distribution des gains annuels ont été celles qui ont connu la plus forte augmentation relative des gains annuels entre 1981 et 1994, et la totalité de ces

gains seraient explicable par une augmentation des heures travaillées par celles-ci. Nous nous attendons donc à une relation négative et significative entre le taux d'activité (pour l'ensemble de la population et pour les femmes seulement) et l'inégalité des revenus.

## Chapitre 4: Résultats

Dans ce quatrième chapitre, les résultats d'estimation seront présentés et feront l'objet d'une analyse. Nos principaux résultats seront présentés dans la section 4.1, qui a pour objectif de mettre à l'épreuve et retenir un premier modèle «complet» qui inclue toutes les variables dépendantes. Suivant la capacité explicative (évaluée par le  $R^2$  ajusté) et la performance statistique (évaluée par la valeur de Fisher) des différentes spécifications empiriques qui seront testées, nous privilégierons la mesure de la densité syndicale qui accroît le plus la performance du modèle, soit la plus traditionnelle qui est calculée en pourcentage des employés, ou l'autre mesure alternative qui est plutôt calculée en pourcentage de la population active.

La spécification la plus performante sera ensuite soumise à deux batteries de tests dans la section 4.2, dans laquelle nous vérifierons la sensibilité de nos principaux résultats à l'utilisation de différentes mesures alternatives du changement technologique (tableau 4.2.1), ainsi qu'à l'utilisation de variables alternatives pour l'éducation et l'activité (tableau 4.2.2). Dans la section 4.3, nous procéderons ensuite à un exercice qui a pour but de réduire le modèle complet à un modèle plus parcimonieux, en retirant progressivement les variables qui ne sont pas significatives statistiquement parlant.

Enfin, la section 4.4 fera l'objet d'une discussion des résultats et de l'importance relative des différents déterminants de l'inégalité des revenus de marché. Des conclusions seront dégagées quant à l'impact de la densité syndicale et du salaire minimum.

#### 4.1 – Principaux résultats d’estimation

Nous présentons préalablement le tableau 4.1.1, qui affiche les différentes statistiques descriptives pour l’ensemble des variables utilisées dans cette étude, ainsi que les corrélations entre chaque pair. Ces statistiques sont calculées à partir des observations pondérées puisque nos analyses de régression multivariée sont faites à partir d’estimations sur la base des moindres carrés pondérés sur la population totale par province et par année. Ces statistiques pondérées nous serviront notamment à calculer des coefficients normalisés et semi-normalisés dans la section 4.4. Les lecteurs intéressés par des statistiques descriptives non-pondérées (calculées à partir des données brutes) peuvent se référer au tableau A2 en annexe.

Sans vouloir faire une lecture exhaustive de la matrice de corrélation, les analyses bivariées nous indiquent que la densité syndicale (mesurée des deux façons) et le salaire minimum sont associés positivement à l’inégalité des revenus. Notons également qu’il y a de la colinéarité plutôt forte pour certaines paires de variables (en ne tenant pas compte des paires de mesures alternatives), plus particulièrement entre les variables qui sont les plus tendanciennes, tel que les variables de changement technologiques et de scolarité, l’ouverture sur le commerce international et le taux d’activité des femmes. Quant aux variables institutionnelles, la densité syndicale semblent être plutôt fortement corrélée avec le taux d’activité pour l’ensemble de la population et avec celui des femmes, ainsi qu’avec le taux de chômage. Enfin, notons que le salaire minimum réel est assez fortement corrélé avec la variable d’immigration récente, et dans une moindre mesure avec l’intensité en recherche et développement (R&D). Ces corrélations à elles-seules n’expliquent rien, mais lorsque plusieurs



**Tableau 4.1.1 - Matrice de corrélation et statistiques descriptives pour les variables principales et les variables alternatives.**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
(1) GINI	1.00														
(2) SYND	0.28	1.00													
(3) SYND_PA	0.22	0.97	1.00												
(4) ln(SMIN)	0.30	-0.04	0.02	1.00											
(5) STOCK_TI	0.53	-0.25	-0.17	0.48	1.00										
(6) INVEST_TI	0.59	-0.18	-0.11	0.52	0.98	1.00									
(7) R&D	0.30	-0.04	0.09	0.58	0.61	0.66	1.00								
(8) R&D2	0.34	-0.18	-0.06	0.58	0.70	0.73	0.98	1.00							
(9) INT	0.39	-0.36	-0.29	0.50	0.62	0.66	0.70	0.78	1.00						
(10) ÉDUC	0.57	-0.28	-0.24	0.42	0.85	0.87	0.49	0.60	0.62	1.00					
(11) GINI_ÉDUC	-0.51	0.29	0.28	-0.31	-0.74	-0.75	-0.29	-0.42	-0.52	-0.96	1.00				
(12) ACTIVITÉ	-0.48	-0.68	-0.63	-0.04	0.17	0.10	0.09	0.19	0.13	0.26	-0.32	1.00			
(13) FEMMES	-0.06	-0.66	-0.60	0.12	0.53	0.49	0.26	0.39	0.39	0.67	-0.72	0.87	1.00		
(14) IMMIGR	0.08	-0.39	-0.36	0.63	0.48	0.48	0.51	0.58	0.56	0.55	-0.49	0.37	0.51	1.00	
(15) CHÔMAGE	0.23	0.62	0.51	-0.25	-0.46	-0.41	-0.24	-0.35	-0.37	-0.48	0.50	-0.74	-0.79	-0.36	1.00
<b>Moyenne</b>	<b>41.76</b>	<b>33.68</b>	<b>26.08</b>	<b>1.91</b>	<b>3.05</b>	<b>10.35</b>	<b>0.94</b>	<b>649.60</b>	<b>64.90</b>	<b>12.54</b>	<b>0.13</b>	<b>66.14</b>	<b>58.39</b>	<b>3.19</b>	<b>8.66</b>
<b>Écart-type</b>	<b>2.84</b>	<b>5.54</b>	<b>4.03</b>	<b>0.09</b>	<b>2.54</b>	<b>7.73</b>	<b>0.48</b>	<b>354.39</b>	<b>16.89</b>	<b>0.66</b>	<b>0.02</b>	<b>3.57</b>	<b>4.69</b>	<b>1.57</b>	<b>2.80</b>
<b>Minimum</b>	<b>34.40</b>	<b>22.88</b>	<b>17.64</b>	<b>1.67</b>	<b>0.25</b>	<b>0.70</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>22.12</b>	<b>10.81</b>	<b>0.10</b>	<b>52.20</b>	<b>39.40</b>	<b>0.28</b>	<b>3.40</b>
<b>Maximum</b>	<b>51.20</b>	<b>53.88</b>	<b>39.25</b>	<b>2.08</b>	<b>9.97</b>	<b>27.76</b>	<b>1.80</b>	<b>1347.74</b>	<b>103.94</b>	<b>13.56</b>	<b>0.18</b>	<b>74.70</b>	<b>67.60</b>	<b>6.02</b>	<b>20.20</b>

Notes: Statistiques calculées à partir des observations pondérées par la population totale provinciale et annuelle. N = 280 observations.

prédicateurs sont fortement corrélés entre eux il y a alors un risque accru de multicollinéarité dont il faut tenir compte.

Dans le tableau 4.1.2, nous présentons nos principaux résultats d'estimation. Nous allons surtout nous concentrer sur les variables institutionnelles. Dans les spécifications 1 à 3 nous introduisons isolément et à tour de rôle chacune des variables institutionnelles, en tenant compte des effets fixes pour les provinces et les années. Nous observons d'abord que le coefficient estimé pour la densité syndicale, mesurée en pourcentage des employés (SYND), est négatif mais que la relation n'est significative qu'à 10%, alors que si elle est mesurée plutôt en pourcentage de la population active (SYND\_PA), elle devient significative au seuil de 1%. La spécification 2 a une plus grande capacité explicative que la spécification 1 ( $R^2$  de 0.883 versus 0.871) ainsi qu'une meilleure performance statistique (valeur de F de 49.21 versus 44.02), ce qui nous laisse déjà présager que la mesure en pourcentage de la population active soit préférable à l'autre. Quant au salaire minimum réel (variable  $\ln(\text{SMIN})$ ) introduite dans la spécification 3), il affiche une relation positive et significative au seuil de 1% avec l'inégalité des revenus de marché.

Dans les spécifications 4 et 5, nous introduisons simultanément une variable de densité syndicale et la variable de salaire minimum réel. La densité syndicale, mesurée en pourcentage de la population active, et le salaire minimum réel, continuent d'afficher une relation significative à 1% avec l'inégalité des revenus, négative dans le cas de la densité syndicale et positive dans le cas du salaire minimum. La relation observée entre la densité syndicale mesurée en pourcentage des employés et l'inégalité des revenus cesse cependant d'être significative, bien que le coefficient estimé pour cette variable

**Tableau 4.1.2 - Principaux résultats d'estimation par les moindres carrés pondérés pour les déterminants de l'inégalité des revenus de marché dans les provinces canadiennes, 1981-2008. Variable dépendante: coefficient de Gini X 100.**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
SYND	-0.079* (-1.92)			-0.041 (-1.02)		-0.099*** (-3.46)		-0.086*** (-3.00)				
SYND_PA		-0.249*** (-5.38)			-0.212*** (-4.67)		-0.127*** (-3.70)		-0.110*** (-3.20)	-0.074*** (-3.32)	-0.105*** (-2.67)	-0.031 (-0.95)
ln(SMIN)			5.941*** (5.21)	5.710*** (4.91)	4.989*** (4.48)	2.265*** (2.76)	2.359*** (2.90)	0.532 (0.54)	0.657 (0.66)	3.256*** (2.98)	-1.600 (-1.53)	4.746*** (3.41)
STOCK_TI						0.315*** (3.48)	0.288*** (3.18)	0.186* (1.88)	0.165* (1.68)	0.261*** (2.80)	-0.002 (-0.03)	0.132* (1.87)
R&D						1.657*** (4.08)	1.681*** (4.15)	1.786*** (4.44)	1.802*** (4.50)	0.365 (1.36)	2.554*** (6.53)	-0.358 (-1.07)
INT						0.011 (1.15)	0.012 (1.23)	0.009 (0.97)	0.010 (1.04)	-0.013* (-1.81)	0.004 (0.46)	0.027*** (2.95)
ÉDUC						-1.493** (-2.34)	-1.301** (-2.06)	-1.298** (-2.06)	-1.136* (-1.82)	-3.443*** (-7.65)	2.873*** 10.66	3.331*** (12.84)
ACTIVITÉ						-0.428*** (-7.19)	-0.407*** (-6.72)	-0.425*** (-7.25)	-0.407*** (-6.83)	-0.201*** (-5.60)	-0.364*** (-5.78)	-0.240*** (-4.80)
IMMIGR								0.353*** (3.01)	0.344*** (2.94)	0.042 (0.48)	0.425*** (3.64)	-0.556*** (-6.39)
CHÔMAGE						0.363*** (6.64)	0.332*** (6.29)	0.337*** (6.20)	0.311*** (5.94)	0.424*** (9.03)	0.347*** (7.94)	0.431*** (7.67)
Constante	37.767*** (30.73)	41.390*** (35.96)	23.644*** (10.23)	25.269*** (9.01)	30.541*** (11.47)	74.533*** (9.95)	71.102*** (9.59)	74.166*** (10.06)	71.206*** (9.76)	81.237*** (12.37)	26.774*** 5.09	3.817 (0.62)
Provinces <sup>a</sup>	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	<b>Non</b>	Oui	<b>Non</b>
Années <sup>b</sup>	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	<b>Oui</b>	<b>Non</b>	<b>Non</b>
R <sup>2</sup>	0.871	0.883	0.882	0.882	0.892	0.954	0.954	0.955	0.956	0.925	0.919	0.799
R <sup>2</sup> ajusté	0.851	0.865	0.864	0.864	0.875	0.945	0.945	0.947	0.947	0.914	0.914	0.792
Valeur de F	44.02	49.21	48.83	47.59	52.22	109.80	110.58	111.25	111.83	82.82	164.82	119.20

Notes: Valeur de *t* entre parenthèse. Observations pondérées sur la population totale par province et année. N = 280. Les coefficients de Gini sont calculés à partir des revenus de ménage ajusté par personne. \* =  $p < 0.10$ ; \*\* =  $p < 0.05$ ; \*\*\* =  $p < 0.01$ . <sup>a</sup> = dichotomiques des provinces incluses. <sup>b</sup> = dichotomiques des années incluses.

continue d'être négatif.

La densité syndicale (SYND) redevient significative au seuil de 1% à partir du moment où nous introduisons un ensemble de variables de contrôle. Dans les spécifications 6 et 7, tant la densité syndicale (mesurée d'une façon ou d'une autre) que le salaire minimum réel affichent une relation significative au seuil de 1% avec l'inégalité des revenus, négative dans le cas de la densité syndicale et positive dans le cas du salaire minimum. Tant dans les spécifications 6 et 7, l'ensemble des variables de contrôle affichent des relations qui vont dans le sens attendu avec l'inégalité des revenus. Le changement technologique, qu'il soit mesuré par la diffusion des ordinateurs (STOCK\_TI) ou par l'intensité en R&D, affiche des relations positives et significatives au seuil de 1% avec l'inégalité des revenus. Quant à la moyenne des années de scolarité (ÉDUC) et le taux d'activité (ACTIVITÉ), ces variables affichent des relations négatives et, respectivement, significative aux seuils de 5% et 1% avec l'inégalité des revenus. La variable de taux de chômage affiche une relation positive et significative au seuil de 1%, et la variable d'ouverture sur le commerce international (INT) affiche une relation dans le sens attendu mais non significative au seuil de 10%.

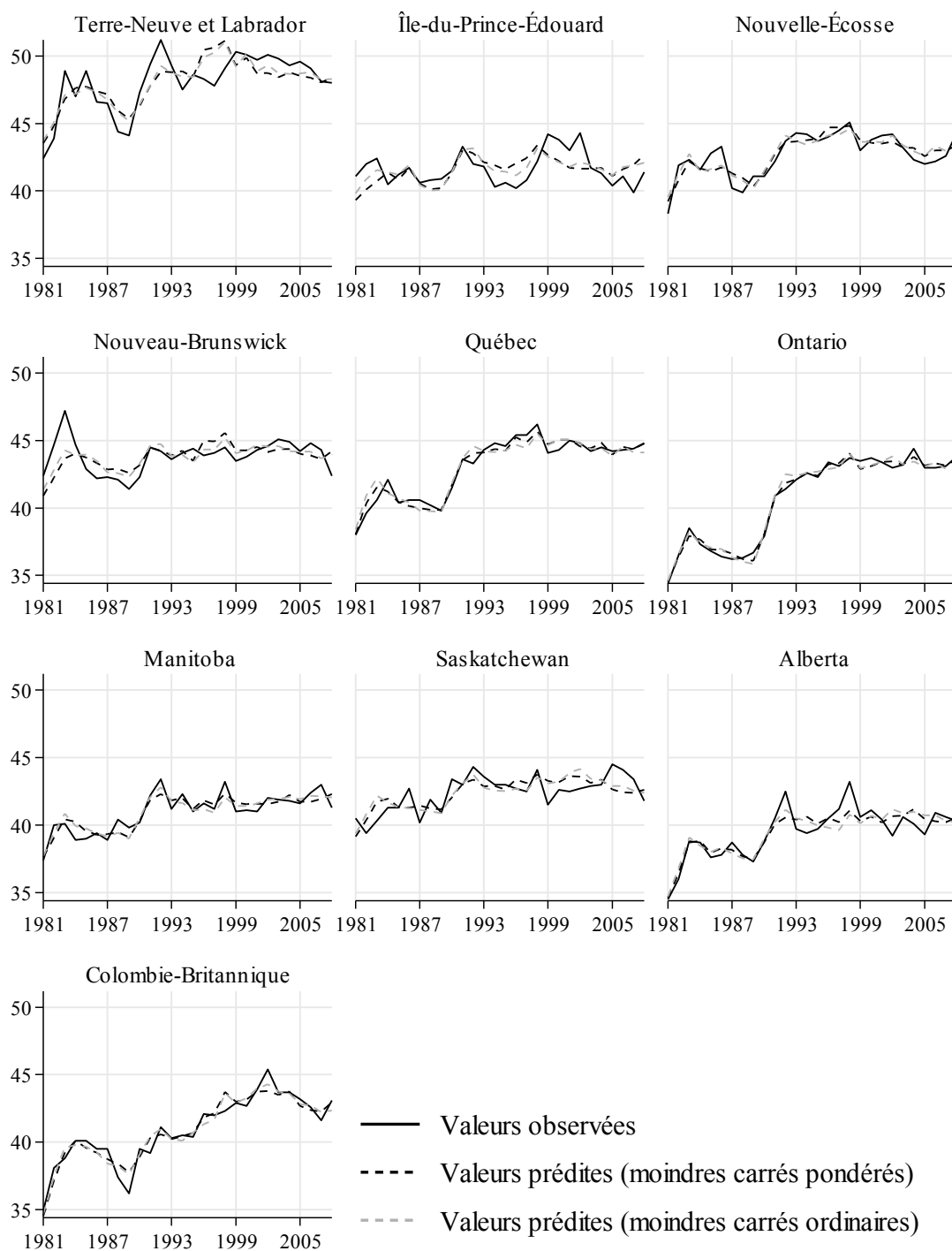
Dans les spécifications 8 et 9 nous introduisons la dernière variable contrôle qui était manquante jusqu'ici, soit : la population des immigrants récents en pourcentage de la population totale (IMMIGR). Nous l'introduisons à part puisqu'elle déstabilise la variable de salaire minimum réel dans ces deux spécifications. Alors que la densité syndicale continue d'afficher (dans les deux cas) une relation négative et significative au seuil de 1% avec l'inégalité des revenus, la variable de salaire minimum continue d'afficher une relation positive mais qui cesse d'être significative au seuil de 10%. Il est

à noter que ces deux variables (le salaire minimum et l'immigration récente) sont fortement corrélées ( $r = 0.63$ ). Dans les spécifications 8 et 9, le coefficient estimé pour la variable d'immigration récente est positif et significatif au seuil de 1%

Quant au reste des variables de contrôle qui étaient significatives dans les spécifications 6 et 7, elles conservent toutes leur signe respectif et reste significatives dans les deux spécifications suivantes. Cependant les variables sur la diffusion des ordinateurs et sur la moyenne des années de scolarité voient leur valeur de  $t$  respective diminuer considérablement par rapport aux deux spécifications précédentes.

Parmi toutes les spécifications testés dans ce tableau, la 9 semble être la plus robuste : en tenant compte des effets fixes, elle explique 95.6% de la variation et affiche la meilleure performance statistique (valeur de  $F = 111.83$ ). La figure 4.1 compare, par province et dans le temps, les valeurs observées pour le coefficient de Gini et les valeurs qui sont prédites par le modèle selon le type d'estimateur utilisé. Nous pouvons constater que le modèle, en tenant compte des effets fixes provinciaux et annuels, prédit relativement bien l'évolution de la variable dépendante à l'aide des estimations faites par la méthode des moindres carrés pondérés, notamment pour les provinces de l'Ontario et du Québec. Cependant, une certaine variation du coefficient de Gini semble échapper à la capacité prédictive du modèle dans certaines provinces des maritimes et dans les provinces des prairies. Ce meilleur *fit* pour les provinces de l'Ontario et du Québec aurait pu tout simplement être attribuable au fait que nous pondérons nos observations sur la population totale. Or, même en employant plutôt l'estimateur des moindres carrés ordinaires et en accordant ainsi un poids analytique égal à chacune des provinces, le

**Figure 4.1 - Comparaison des valeurs observées pour le coefficient de Gini et des valeurs prédites pour le modèle (9)**



modèle (9) continue de prédire mieux l'évolution pour ces deux provinces.<sup>47</sup>

Préférer la spécification 9 à la spécification 7 implique cependant de prendre pour acquis que notre mesure de la population des immigrants récents est bonne, alors qu'en pratique elle ne tient pas compte des immigrants récents qui émigrent vers une autre province ou vers un autre pays, ce qui pourrait avoir pour conséquence de surestimer la taille de celle-ci. Nous prenons pour acquis que notre variable sur l'immigration récente est malgré tout appropriée, et nous concluons à ce stade-ci que la densité syndicale a pour effet de réduire l'inégalité des revenus, alors que le salaire minimum réel n'a pas d'impact significatif sur celle-ci. Nous établissons donc que cette spécification 9 est notre « modèle complet » de référence pour la suite des tests.

Dans les spécifications restantes (10 à 12), nous vérifions la sensibilité de ce modèle complet à l'inclusion ou non des effets fixes pour les provinces et pour les années. Nous observons que la densité syndicale cesse d'être significative dans la spécification 12 lorsque nous retirons les deux ensembles de dichotomiques, bien que la relation demeure négative. Quant à la variable de salaire minimum réel, elle continue d'être non-significative mais change de signe dans la spécification 11 lorsque nous retirons les dichotomiques pour les années. Elle redevient significative et positive dans les spécifications 10 et 12 lorsque nous retirons, respectivement, les dichotomiques provinciales et toutes les dichotomiques. Plusieurs des variables de contrôle affichent

---

<sup>47</sup> Nos résultats d'estimation par les moindres carrés ordinaires ( $R^2 = 0.92$ ,  $F = 60.08$ ) pour la spécification 9 sont disponibles sur demande. Ils sont essentiellement similaires à nos estimations par les moindres carrés pondérés, sauf pour deux variables: STOCK\_TI et ÉDUC. Les coefficients estimés pour ces deux variables conservent leur signe respectif, mais cessent d'être significatifs au seuil de 10%. Il est à noter cependant que ces deux variables sont très fortement corrélées entre elles ( $r = 0.85$ ).

des irrégularités qui vont dans le sens contraire à nos attentes théoriques, et à plus forte raison à partir du moment où nous retirons les dichotomiques annuelles.

À la lumière de ces observations, nous croyons qu'il soit préférable de tenir compte des effets fixes tant pour les provinces que pour les années, d'autant plus que ceux-ci sont pour la plupart significatifs. Le tableau 4.1.3 affiche les résultats d'estimation détaillés pour le modèle complet et pour une autre spécification qui inclut les effets fixes seulement. Nous pouvons constater que même dans la spécification complète, les effets fixes annuels continuent d'être significatifs et de capter une conjoncture qui est commune à l'ensemble des provinces et qui échappe aux variables explicatives. Ces tendances pourraient être attribuables à des changements sociodémographiques important qui affectent la composition des ménages et des familles. Il est possible également que les effets fixes capturent une partie des changements structurels que nous cherchons à contrôler et qui sont relativement communs à l'ensemble des provinces, notamment le changement technologique, et que l'impact de nos variables proxy servant à le mesurer soit sous-estimé à cause de cela. Nous pouvons d'ailleurs observer dans le tableau 4.1.2 que le coefficient de l'intensité en R&D augmente considérablement dans la spécification 11 par rapport à la 9 lorsque nous retirons des dichotomiques annuelles, en passant de 1.802 à 2.554. Pour conclure cette sous-section, notons également que toutes les dichotomiques provinciales sont significatives aux seuils de 5% ou 1% (sauf l'Île-du-Prince-Édouard), ce qui nous signale qu'il y a des différences structurelles non-observées entre les provinces qui sont stables dans le temps et dont il faut tenir compte.



**Tableau 4.1.3 - Résultats d'estimation détaillés. Variable dépendante: Gini X 100**

	Effets fixes seulement		Spécification (9)	
	Coefficient	Valeur de <i>t</i>	Coefficient	Valeur de <i>t</i>
SYND_PA	-----	-----	-0.110***	-3.20
ln(SMIN)	-----	-----	0.657	0.66
STOCK_TI	-----	-----	0.165*	1.68
R&D	-----	-----	1.802***	4.50
INT	-----	-----	0.010	1.04
ÉDUC	-----	-----	-1.136*	-1.82
ACTIVITÉ	-----	-----	-0.407***	-6.83
IMMIGR	-----	-----	0.344***	2.94
CHÔMAGE	-----	-----	0.311***	5.94
T-N&LAB	7.249***	14.85	3.842***	3.53
I-P-E	0.708	0.72	1.018	1.05
NOUV-ECOS	1.850***	4.80	1.526**	2.30
NOUV-BRUN	2.970***	6.98	1.740**	2.34
QUEBEC	2.218***	13.00	1.390***	2.75
ONTARIO	-----	-----	-----	-----
MANITOBA	0.111	0.32	3.271***	5.62
SASKATCH	1.568***	4.25	4.527***	7.36
ALBERTA	-1.440***	-6.07	3.072***	6.79
C-B	0.051	0.24	1.239***	2.98
1981	-----	-----	-----	-----
1982	1.968***	3.71	0.558	1.48
1983	3.530***	6.66	2.335***	5.76
1984	3.470***	6.57	2.537***	6.52
1985	2.783***	5.28	2.344***	5.96
1986	2.655***	5.05	2.824***	7.03
1987	2.428***	4.63	3.144***	7.34
1988	2.095***	4.01	3.410***	7.33
1989	1.898***	3.65	3.541***	6.92
1990	3.503***	6.75	4.762***	8.39
1991	5.485***	10.61	5.716***	9.28
1992	6.176***	11.98	5.577***	8.40
1993	6.179***	12.01	5.153***	6.95
1994	6.473***	12.62	5.390***	6.87
1995	6.288***	12.28	5.378***	6.43
1996	7.194***	14.09	6.159***	7.22
1997	7.128***	13.99	6.242***	6.90
1998	7.972***	15.67	7.334***	7.88
1999	6.988***	13.77	6.749***	7.09
2000	7.207***	14.23	7.143***	7.12
2001	7.357***	14.56	7.067***	6.77
2002	7.299***	14.48	7.452***	7.27
2003	7.120***	14.15	7.668***	7.32
2004	7.567***	15.07	8.033***	7.53
2005	6.818***	13.61	7.312***	6.57
2006	6.962***	13.92	7.495***	6.60
2007	6.843***	13.72	7.703***	6.61
2008	7.273***	14.62	8.210***	6.93
Constante	35.521***	91.86	71.206***	9.76
R <sup>2</sup>	<b>0.869</b>		<b>0.956</b>	
R <sup>2</sup> ajusté	<b>0.849</b>		<b>0.947</b>	
Valeur de F	<b>44.64</b>		<b>111.83</b>	

Note: observations pondérées sur la population totale. \* =  $p < 0.10$ ; \*\* =  $p < 0.05$ ; \*\*\* =  $p < 0.01$

#### 4.2 – Sensibilité des résultats à l'utilisation de mesures alternatives

Dans cette sous section, nous allons vérifier la sensibilité de nos résultats d'estimations pour la spécification 9 (notre modèle complet) à l'utilisation de mesures alternatives pour certaines variables. Nous allons procéder en deux temps. Nous allons d'abord substituer des mesures alternatives pour la diffusion des ordinateurs et pour l'intensité en R&D à celles qui sont employés pour estimer le modèle complet qui a été retenu dans la section précédente. Ce sera en outre l'occasion de vérifier si l'exclusion de l'une ou l'autre de ces variables améliore le rendement du modèle et affecte les coefficients estimés pour les variables institutionnelles. Nous allons ensuite vérifier la sensibilité du modèle retenu à l'utilisation d'une mesure alternative de l'éducation et à l'inclusion d'une variable d'activité pour les femmes plutôt que pour l'ensemble de la population. Durant l'exercice, plutôt que de faire une lecture complète des résultats l'attention sera placée principalement sur les coefficients estimés pour les variables institutionnelles et sur la performance des différentes spécifications.

Le tableau 4.2.1 affiche des résultats d'estimations additionnels pour des tests de sensibilité quant au choix des différentes mesures du changement technologique. Les résultats d'estimation pour la spécification 9 sont d'abord repris pour des fins de comparaison, puis dans les spécifications 13 à 15 nous essayons différentes combinaisons de mesures de diffusion des ordinateurs et d'intensité en R&D. Dans chacune de ces spécifications, la densité syndicale continue d'afficher une relation significative au seuil de 1% et négative avec l'inégalité des revenus, alors que l'impact du salaire minimum réel continue d'être non-significatif au seuil de 10%. La spécification 9 continue

**Tableau 4.2.1 - Résultats d'estimation additionnels. Variable dépendante: coefficient de Gini X 100.**

	(9)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)
SYND_PA	-0.110*** (-3.20)	-0.111*** (-3.22)	-0.098*** (-2.87)	-0.096*** (-2.82)	-0.070** (-2.02)	-0.078** (-2.23)	-0.110*** (-3.19)	-0.093*** (-2.72)
ln(SMIN)	0.657 (0.66)	0.287 (0.30)	0.786 (0.84)	1.177 (1.22)	2.021** (2.07)	1.274 (1.34)	0.071 (0.08)	0.577 (0.62)
STOCK_TI	0.165* (1.68)			0.197** (2.03)	0.402*** (4.65)			
INVEST_TI		0.037 (1.11)	0.054* (1.67)			0.127*** (4.63)		
R&D	1.802*** (4.50)	1.866*** (4.33)					2.162*** (6.36)	
R&D2			0.002*** (3.96)	0.002*** (4.10)				0.003*** (5.95)
INT	0.010 (1.04)	0.009 (0.96)	0.002 (0.17)	0.002 (0.23)	0.021** (2.23)	0.021** (2.16)	0.007 (0.76)	-0.003 (-0.30)
ÉDUC	-1.136* (-1.82)	-1.002 (-1.59)	-1.129* (-1.80)	-1.219* (-1.94)	-1.934*** (-3.11)	-1.868*** (-3.02)	-0.710 (-1.24)	-0.709 (-1.23)
ACTIVITÉ	-0.407*** (-6.83)	-0.431*** (-7.54)	-0.385*** (-6.71)	-0.359*** (-6.10)	-0.355*** (-5.84)	-0.404*** (-6.86)	-0.440*** (-7.78)	-0.388*** (-6.74)
IMMIGR	0.344*** (2.94)	0.371*** (3.14)	0.299** (2.55)	0.283** (2.41)	0.290** (2.39)	0.294** (2.43)	0.427*** (4.01)	0.370*** (3.38)
CHÔMAGE	0.311*** (5.94)	0.309*** (5.72)	0.314*** (5.71)	0.321*** (6.01)	0.273*** (5.07)	0.253*** (4.64)	0.327*** (6.33)	0.343*** (6.53)
Constante	71.206*** (9.76)	71.966*** (9.44)	70.069*** (8.97)	68.532*** (9.20)	74.289*** (9.83)	78.658*** (10.17)	69.300*** (9.57)	65.482*** (8.92)
Provinces <sup>a</sup>	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Années <sup>b</sup>	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R <sup>2</sup>	0.956	0.955	0.955	0.955	0.952	0.952	0.955	0.954
R <sup>2</sup> ajusté	0.947	0.947	0.946	0.946	0.943	0.943	0.947	0.946
Valeur de F	111.83	111.05	109.64	110.29	105.31	105.22	113.43	111.23

Notes: Valeur de *t* entre parenthèse. Observations pondérées sur la population totale par province et année. N = 280. Les coefficients de Gini sont calculés à partir des revenus de marché des ménages ajustés par personne. \* =  $p < 0.10$ ; \*\* =  $p < 0.05$ ; \*\*\* =  $p < 0.01$ . <sup>a</sup> = dichotomiques des provinces incluses. <sup>b</sup> = dichotomiques des années incluses.

d'afficher la meilleure performance statistique, avec une valeur de  $F$  très légèrement plus élevée que les trois autres spécifications.

Dans les spécifications 16 à 19, plutôt que de contrôler simultanément pour deux variables de changements technologiques qu'on croit possiblement complémentaires, nous n'en contrôlons qu'une à la fois. Dans la spécification 16, nous contrôlons pour la part des ordinateurs et logiciels en pourcentage du stock total de capital (STOCK\_TI), et nous pouvons constater que la valeur (absolue) de  $t$  pour la densité syndicale diminue assez pour que la relation observée entre cette variable de l'inégalité des revenus ne devienne significative qu'au seuil de 5% plutôt que 1%. Nous observons également que la variable de salaire minimum réel redevient significative, au seuil de 5%. La capacité explicative de cette spécification ( $R^2$  de 0.952) et sa performance statistique (valeur de  $F$  de 105.31) sont moins bonnes que celles de la spécification 9. L'inclusion d'une mesure de l'investissement annuel en ordinateurs et logiciels exprimé en pourcentage de l'investissement total (INVEST\_TI) dans la spécification 17 affecte également le coefficient et la valeur de  $t$  pour la densité syndicale (qui n'est encore une fois significative qu'au seuil de 5% seulement), mais n'a pas pour effet d'affecter la variable de salaire minimum réel (qui redevient non significative au seuil de 10%). La performance de la spécification 17 est quasi identique à celle de la spécification 16. Enfin, dans les spécifications 18 et 19, nous employons respectivement une mesure des dépenses d'entreprise en R&D exprimées en pourcentage du PIB (R&D), et une autre pour ces mêmes dépenses exprimées par travailleur (R&D2). Dans les deux cas, la relation estimée entre la densité syndicale et l'inégalité des revenus reste significative au seuil de 1% et continue d'être négative. Quant à la variable de salaire minimum réel, elle

continue d'être non significative au seuil de 10% dans chaque spécification. Il est intéressant de noter que la performance du modèle 18 est plus élevée que celle de la spécification 9 (valeur de F de 113.43 versus 111.83), ce qui nous permet d'anticiper l'intérêt de réduire le modèle complet à un modèle plus parcimonieux pour accroître sa performance statistique. Ce sera l'objectif de la sous-section suivante.

Dans le tableau 4.2.2, nous comparons la spécification 9 à trois autres. Dans la spécification 20 nous substituons une mesure de l'inégalité des années de scolarité (GINI\_ÉDUC) à la moyenne des années de scolarité (ÉDUC), et cela n'a pas d'impact majeur sur les résultats d'estimation pour les variables institutionnelles, bien qu'une telle substitution permette d'accroître légèrement la valeur de F de 111.83 à 112.38. Enfin, dans les spécifications 21 et 22, nous alternons à nouveau le choix de la mesure de la scolarité, mais dans les deux cas en substituant le taux d'activités des femmes (variable FEMMES) à le taux d'activité pour l'ensemble de la population (variable ACTIVITÉ). Cela a pour effet d'accroître (de façon absolue) la valeur de  $t$  et le coefficient estimé pour la densité syndicale. C'est le cas également pour la variable de salaire minimum réel, qui continue de rester non significative au seuil de 10%. Le contrôle pour l'activité des femmes plutôt que pour celle de l'ensemble de la population a cependant pour effet de réduire dans les deux cas la performance statistique de plus de 5 points par rapport à la spécification 9. En résumé, nous avons observé dans cette sous-section que nos principaux résultats sont peu ou pas sensibles à l'utilisation de mesures alternatives, et nos principales conclusions restent inchangées : la densité syndicale a pour effet de diminuer l'inégalité des revenus de marché, alors que le salaire minimum réel n'a pas d'impact significatif sur celle-ci.

**Tableau 4.2.2 - Résultats d'estimation additionnels. Variable dépendante: coefficient de Gini X 100.**

	(9)	(20)	(21)	(22)
SYND_PA	-0.110*** (-3.20)	-0.106*** (-3.08)	-0.124*** (-3.55)	-0.121*** (-3.46)
ln(SMIN)	0.657 (0.66)	0.605 (0.62)	1.461 (1.47)	1.367 (1.39)
STOCK_TI	0.165* (1.68)	0.162* (1.69)	0.199** (1.97)	0.203** (2.07)
R&D	1.802*** (4.50)	1.790*** (4.51)	2.062*** (4.84)	1.973*** (4.57)
INT	0.010 (1.04)	0.013 (1.35)	0.002 (0.17)	0.007 (0.63)
ÉDUC	-1.136* (-1.82)		-1.029 (-1.57)	
GINI_ÉDUC		37.504** (2.10)		38.620* (1.93)
ACTIVITÉ	-0.407*** (-6.83)	-0.361*** (-5.31)		
FEMMES			-0.274*** (-5.75)	-0.229*** (-3.97)
IMMIGR	0.344*** (2.94)	0.343*** (2.94)	0.333*** (2.78)	0.333*** (2.79)
CHÔMAGE	0.311*** (5.94)	0.305*** (5.92)	0.367*** (7.10)	0.358*** (7.05)
Constante	71.206*** (9.76)	48.841*** (6.67)	56.350*** (7.90)	35.765*** (5.58)
Provinces <sup>a</sup>	Oui	Oui	Oui	Oui
Années <sup>b</sup>	Oui	Oui	Oui	Oui
R <sup>2</sup>	0.956	0.956	0.953	0.954
R <sup>2</sup> ajusté	0.947	0.947	0.944	0.945
Valeur de F	111.83	112.38	106.19	106.80

Notes: Valeur de  $t$  entre parenthèse. Observations pondérées sur la population totale par province et année. N = 280. Les coefficients de Gini sont calculés à partir des revenus de marché des ménages ajustés par personne. \* =  $p < 0.10$ ; \*\* =  $p < 0.05$ ; \*\*\* =  $p < 0.01$ . <sup>a</sup> = dichotomiques des provinces incluses. <sup>b</sup> = dichotomiques des années incluses.

#### 4.3 – Réduction du modèle complet à un modèle parcimonieux

Dans cette sous-section, nous réduisons notre modèle complet à un modèle plus parcimonieux en retirant progressivement les variables non-significatives au seuil de 10%. Le tableau 4.3 reprend d'abord les résultats d'estimation pour la spécification 9,

**Tableau 4.3 - Résultats d'estimation additionnels: d'un modèle complet à un modèle parcimonieux. Variable dépendante: coefficient de Gini X 100.**

	(9)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	(32)
SYND					-0.076*** (-2.69)		-0.020 (-1.22)		-0.136*** (-3.16)		-0.015 (-0.43)
SYND_PA	-0.110*** (-3.20)	-0.107*** (-3.14)	-0.108*** (-3.15)	-0.106*** (-3.09)		-0.065*** (-3.02)		-0.260*** (-4.98)		-0.128*** (-2.76)	
ln(SMIN)	0.657 (0.66)										
STOCK_TI	0.165* (1.68)	0.129 (1.42)									
R&D	1.802*** (4.50)	1.976*** (5.36)	2.218*** (6.77)	2.252*** (6.88)	2.240*** (6.74)	0.617*** (3.71)	0.470*** (2.93)	5.588*** (13.57)	5.593*** (13.12)	1.857*** (5.17)	1.541*** (4.41)
INT	0.010 (1.04)										
ÉDUC	-1.136* (-1.82)	-1.028* (-1.67)	-0.702 (-1.23)								
ACTIVITÉ	-0.407*** (-6.83)	-0.419*** (-7.29)	-0.440*** (-7.91)	-0.454*** (-8.31)	-0.477*** (-8.97)	-0.335*** (-10.04)	-0.312*** (-9.23)	-0.032 (-0.44)	-0.097 (-1.35)	-0.585*** (-9.31)	-0.534*** (-8.35)
IMMIGR	0.344*** (2.94)	0.391*** (4.13)	0.429*** (4.72)	0.415*** (4.60)	0.425*** (4.70)	-0.138** (-2.53)	-0.109** (-1.98)	1.244*** (11.00)	1.327*** (11.65)	0.140 (1.24)	0.229** (2.04)
CHÔMAGE	0.311*** (5.94)	0.313*** (6.19)	0.331*** (6.74)	0.312*** (6.70)	0.334*** (6.85)	0.273*** (5.67)	0.274*** (5.57)	0.198** (3.70)	0.211*** (3.41)	-0.121 (-1.61)	-0.143* (-1.83)
Constante	71.206*** (9.76)	72.372*** (10.20)	69.715*** (10.17)	62.624*** (16.87)	63.681*** (17.17)	57.712 21.32	55.131*** (20.38)	35.228*** (7.12)	37.024*** (7.32)	82.630*** (16.21)	76.617*** (14.85)
Provinces <sup>a</sup>	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	<b>Non</b>	<b>Non</b>	Oui	Oui	<b>Non</b>	<b>Non</b>
Années <sup>b</sup>	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	<b>Non</b>	<b>Non</b>	<b>Non</b>	<b>Non</b>
R <sup>2</sup>	0.956	0.955	0.955	0.955	0.954	0.897	0.894	0.833	0.824	0.384	0.368
R <sup>2</sup> ajusté	0.947	0.947	0.947	0.947	0.946	0.884	0.881	0.824	0.814	0.373	0.356
Valeur de F	111.83	117.30	119.54	122.15	120.98	67.47	65.22	94.05	88.30	34.21	31.87

Notes: Valeur de *t* entre parenthèse. Observations pondérées sur la population totale par province et année. N = 280. Les coefficients de Gini sont calculés à partir des revenus de marché des ménages ajustés par personne. \* =  $p < 0.10$ ; \*\* =  $p < 0.05$ ; \*\*\* =  $p < 0.01$ . <sup>a</sup> = dichotomiques des provinces incluses. <sup>b</sup> = dichotomiques des années incluses.

puis dans la spécification 23 nous retirons les deux variables qui ne sont pas significatives au seuil de 10% dans la spécification 9, soit le salaire minimum réel et l'ouverture sur le commerce internationale. Le coefficient estimé pour la densité syndicale reste significatif au seuil de 1% et continue d'être affecté d'un signe négatif. Le retrait de ces deux variables non significatives a pour effet d'augmenter la valeur de F de 111.83 à 117.30. Nous réalisons que la variable sur la diffusion des ordinateurs cesse d'être significative au seuil de 10%, et nous la retirons dans la spécification 24, ce qui n'a pas d'effet notable sur le coefficient estimé pour la densité syndicale et augmente la valeur de F de 117.30 à 119.54. Dans la spécification 24 la moyenne des années de scolarité cesse d'être significative au seuil de 10% suite au retrait de la variable sur la diffusion des ordinateurs, et nous la retirons dans la spécification 25 pour en arriver à un modèle parcimonieux. Le retrait de cette dernière variable a pour effet d'augmenter la valeur de F de 119.54 à 122.15. La densité syndicale continue d'afficher une relation négative et significative au seuil de 1% avec l'inégalité des revenus, au même titre que le taux d'activité, alors que l'intensité en R&D, l'immigration récente et le taux de chômage continuent d'afficher une relation positive et significative avec la variable dépendante.

Nous testons ensuite un modèle parcimonieux alternatif dans la spécification 26, en substituant la densité syndicale exprimé en pourcentage des employés à l'autre mesure exprimée en pourcentage de la population active. La densité syndicale mesurée ainsi affiche un coefficient inférieur, bien qu'il continue d'être significatif au seuil de 1% et d'être affecté d'un signe négatif. Nous préférons le modèle parcimonieux 25 au modèle 26 sur la base de sa performance statistique légèrement plus élevée.



Nous soumettons ensuite les deux modèles parcimonieux à des tests de sensibilité à l'inclusion ou non des effets fixes dans les spécifications 27 à 32. La relation observée entre la densité syndicale exprimée en pourcentage de la population active et l'inégalité des revenus n'est pas sensible à l'inclusion ou non des effets fixes (spécifications 27, 29 et 31), alors que cette relation cesse d'être significative au seuil de 10% lorsque la densité est exprimée en pourcentage des employés et qu'on ne tient pas compte des effets fixes provinciaux (spécifications 28 et 32). Dans tous les cas, le modèle parcimonieux affiche une meilleure performance statistique et une plus grande capacité explicative lorsque nous exprimons la densité syndicale en pourcentage de la population active, et pour les mêmes raisons que nous avons déjà soulevées lors d'un test similaire dans la section 4.1, nous croyons qu'il soit préférable de prendre en compte les effets fixes.

#### 4.4 - Discussion des résultats

Nous pouvons tirer deux conclusions quant à l'impact des institutions du travail sur l'inégalité des revenus de marché mesurée au moyen du coefficient de Gini: la densité syndicale exerce un impact négatif et significatif sur celle-ci, alors le salaire minimum réel a un impact positif mais qui cesse d'être significatif à partir du moment où nous tenons compte de l'immigration récente. La première conclusion est relativement robuste, et plus particulièrement lorsque nous mesurons la densité syndicale en pourcentage de la population active. La deuxième conclusion est sensible à l'inclusion ou non d'une variable indépendante qui introduit de la colinéarité avec le salaire minimum et qui en réduit donc la fiabilité du test  $t$  s'appliquant à son effet, ce qui engendre par conséquent une perte de précision pour son coefficient estimé.

Parmi les autres déterminants de l'inégalité des revenus de marché, notons que le changement technologique (mesuré de différentes façon), le taux de chômage et l'immigration récente contribuent à l'accroître, alors que l'activité et la scolarité moyenne contribuent plutôt à la diminuer, en accord avec les prédictions théoriques qui ont été faites. Contrairement à Breau (2007), nous n'observons pas de relation significative entre l'ouverture sur le commerce international et l'inégalité des revenus, bien que son étude porte plutôt sur l'inégalité des revenus totaux<sup>48</sup>.

Les coefficients de régression communiqués jusqu'ici sont exprimés sous différentes échelles, et il est difficile d'émettre des jugements sur l'importance relative de chacune des variables significatives. Le tableau 4.4 a pour but de rendre comparable la contribution quantitative des différents déterminants de l'inégalité des revenus de marché. Ce tableau reprend le modèle complet (spécification 9) et le modèle parcimonieux (spécification 25) que nous privilégions. Les coefficients normalisés et semi-normalisés sont affichés pour les variables qui sont significatives au seuil de 10% dans chacune de ces spécifications. Les coefficients normalisés s'expriment en écart type de la variable dépendante, alors que les coefficients semi-normalisés s'expriment en point de Gini.

Par exemple, nous observons dans le modèle complet que l'augmentation d'un écart-type de la densité syndicale (exprimée en pourcentage de la population active) réduit le coefficient de Gini (multiplié par 100) de -0.156 écart-type, ou de 0.443 points

---

<sup>48</sup> Dans des tests additionnels (résultats disponibles sur demande), nous avons régressé un coefficient de Gini calculé à partir des revenus totaux sur le modèle complet, ainsi que sur un modèle incluant en plus une variable de transferts (le total des transferts vers les individus exprimés en pourcentage du PIB). À l'instar de Breau, nous observons une relation positive et significative entre l'ouverture sur le commerce international et l'inégalité des revenus totaux.

**Tableau 4.4 - Mesure de l'importance relative des variables statistiquement significative dans les modèles (9) et (25). Variable dépendante: Gini X 100**

	Modèle complet (9)		Modèle parcimonieux (25)	
	Coefficients normalisés	Coefficients semi-normalisés	Coefficients normalisés	Coefficients semi-normalisés
ACTIVITÉ	-0.512***	-1.453***	-0.571***	-1.621***
ÉDUC	-0.264*	-0.750*		
SYND_PA	-0.156***	-0.443***	-0.150***	-0.427***
STOCK_TI	0.148*	0.419*		
IMMIGR	0.190***	0.540***	0.229***	0.652***
R&D	0.305***	0.865***	0.381***	1.081***
CHÔMAGE	0.307***	0.871***	0.308***	0.874***
R <sup>2</sup>	0.956		0.955	
R <sup>2</sup> ajusté	0.947		0.947	
Valeur de F	111.83		122.15	

Notes: le tableau affiche les coefficients normalisés et semi-normalisés seulement pour les variables qui sont statistiquement significatives et incluses dans les modèles. Les coefficients normalisés sont calculés en multipliant le coefficient de régression estimé pour une variable indépendante par son écart-type et en divisant le produit par l'écart-type de la variable dépendante. Les coefficients semi-normalisés sont calculés en multipliant le coefficient de régression estimé pour variable indépendante par son écart-type. Les écarts-types utilisés sont affichés dans le tableau 4.1. \* =  $p < 0.10$ ; \*\* =  $p < 0.05$ ; \*\*\* =  $p < 0.01$ . Chaque modèle tient compte des effets fixes provinciaux et annuels.

de Gini. La contribution de cette variable dans le modèle parcimonieux est légèrement inférieure, mais tout aussi significative statistiquement parlant. Parmi les variables qui ont pour effet de réduire l'inégalité des revenus de marché, nous observons que la contribution du taux d'activité pour l'ensemble de la population est trois fois plus importante que celle de la densité syndicale. La scolarité moyenne vient au second rang pour sa contribution, bien que la relation entre cette variable et l'inégalité des revenus ne soit significative qu'au seuil de 10% dans cette spécification.

Parmi les facteurs qui contribuent à augmenter l'inégalité des revenus de marché, les contributions du chômage et du changement technologique (mesuré par l'intensité en R&D) arrivent pratiquement côte à côte, suivi de l'immigration récente. D'après la lecture des coefficients du modèle parcimonieux, la contribution de l'intensité en R&D

serait encore plus importante et figurerait au premier rang des déterminants en termes d'importance relative. Puisqu'un certain nombre d'études comparables mesurent le changement technologique seulement que par l'intensité en R&D et avec succès (Mincer, 1991; Breau, 2007; OCDE, 2011), il est possible que l'utilisation de cette variable à elle seule soit suffisante et plus appropriée au niveau macro pour capter l'impact du changement technologique, bien que la diffusion des ordinateurs aient un impact substantiels au niveau sectoriel sur l'inégalité des salaires (Berman et al., 1994), ainsi qu'un impact sur la demande de travail qualifié au niveau des établissements (Bresnahan et al., 2002).

Pour clore cette discussion, deux commentaires sont de mises pour nos variables institutionnelles. D'abord, l'impact de la densité syndicale serait moindre si cette dernière était exprimée plutôt en pourcentage des employés. Par exemple, alors que l'augmentation d'un écart type de la variable SYND\_PA se traduit par une réduction de 0.419 point de Gini dans la spécification 9, une augmentation similaire pour la variable SYND ne se traduit que par une réduction de 0.168 point de Gini dans la spécification 8 du tableau 4.1.2. À titre d'exemple plus concret, la Colombie-Britannique a connu une augmentation de 8.2 points de Gini entre 1981 et 2008, passant de 34.9 à 43.1, alors qu'elle est la province qui a connu la plus forte désyndicalisation durant cette même période, soit une diminution de 8.2 points lorsque la densité syndicale est exprimée en pourcentage des employés (de 39.2% à 31.0%), et de 7.9 points lorsqu'elle est exprimée en pourcentage de la population active (de 31.9% à 24.0%). En utilisant les coefficients de régression estimés dans les spécifications 8 et 9, nous estimons que de la diminution de la densité syndicale expliquerait 8.6% de l'augmentation de l'inégalité des revenus

lorsqu'elle est exprimée en pourcentage des employés, alors qu'elle en expliquerait 10.6% si elle est plutôt exprimée en pourcentage de la population active<sup>49</sup>.

Enfin, le salaire minimum réel n'a pas d'impact significatif à partir du moment où nous tenons compte de l'immigration récente, mais cela est vraisemblablement attribuable à un problème de multicollinéarité puisque ces deux variables sont très corrélées. De plus, si pour une raison ou une autre nous doutons de la qualité de notre mesure de la population des immigrants récents (et nous avons déjà soulevé certaines réserves à ce sujet) ou de la pertinence d'ajouter cette variable de contrôle dans la spécification 9, nous pourrions être d'autant plus intéressés par la relation positive et significative au seuil de 1% qui a été observée entre le salaire minimum et l'inégalité des revenus dans la spécification 7 du tableau 4.1.2. Or, l'impact semi-normalisé de cette variable n'est que de 0.075 points de Gini dans cette spécification, et elle figurerait au dernier rang pour sa contribution en termes d'importance relative par rapport aux autres facteurs qui augmentent l'inégalité. À titre d'exemple concret, et à partir des résultats d'estimation pour la spécification 7, alors que le salaire minimum réel a augmenté de 6.80\$ à 7.91\$ en Ontario entre 1981 et 1994, cette augmentation n'expliquerait que 4.4% de la hausse du coefficient de Gini durant cette période (qui est passé de 34.3 en 1981 à 42.6 en 1994)<sup>50</sup>. En somme, il s'agit donc d'un impact très modeste.

---

<sup>49</sup> Nous savons que le coefficient de Gini a augmenté de 8.2 points entre 1981 et 2008 en Colombie-Britannique. Pour connaître quelle part de cette augmentation est explicable par la désyndicalisation, on multiplie le coefficient estimé pour la densité syndicale par sa variation, et on exprime le produit en pourcentage de la variation totale du coefficient de Gini durant cette période.

Pour SYND:  $((-8.2 \times -0.086) / 8.2) \times 100 = 8.6\%$ . Pour SYND\_PA:  $((-7.9 \times -0.110) / 8.2) \times 100 = 10.6\%$

<sup>50</sup> Le salaire minimum réel a augmenté de  $\ln(6.80)$  à  $\ln(7.91)$  entre 1981 et 1994 en Ontario:  $\ln(7.91) - \ln(6.80) = 0.151$ . En multipliant cette hausse par le coefficient de régression estimé pour  $\ln(\text{SMIN})$  dans l'équation 7, on obtient la hausse du coefficient de Gini qui est associée à cette hausse du salaire minimum, soit:  $0.151 \times 2.359 = 0.357$  points de Gini. Nous savons que le coefficient de Gini a augmenté

## Conclusion

Un certain consensus se dégage de la littérature économique quant à l'impact des institutions du travail sur l'inégalité des salaires (*e.g.* Dinardo et al., 1996; Dinardo et Lemieux, 1997; Card et al., 2004). Les attentes quant à l'impact de ces institutions sur l'inégalité des revenus sont beaucoup plus ambiguës. Cette étude avait pour objectif d'estimer l'impact de la densité syndicale et du salaire minimum réel sur l'inégalité des revenus de marché dans les provinces canadiennes. À l'instar de certaines études canadiennes (Sharpe et Ziblock, 1997; Breau, 2007; Bolton et Breau, 2011) et américaines (Partridge et al., 1996; Volscho, 2005; Wu et al., 2006), nous avons eu recours à l'analyse de régression multivariée d'un panel de données régionales. À cette fin, nous avons construit une base de données en empilant des données agrégées par province et sur une base annuelle, pour la période allant de 1981 à 2008.

Tout en maintenant constant un ensemble de facteurs susceptibles d'expliquer l'inégalité des salaires, et par extension celle des revenus, ainsi qu'en prenant en compte les effets fixes provinciaux et annuels, nous avons observé que la densité syndicale a un impact négatif et significatif sur l'inégalité des revenus mesurée au moyen d'un coefficient de Gini. Nous savions que la syndicalisation a eu pour effet net de réduire l'inégalité des salaires entre les travailleurs au Canada, et nos estimations nous indiquent que cet effet s'est traduit d'une certaine façon par une diminution de l'inégalité des revenus entre les ménages.

---

de 8.1 points durant cette période dans cette province.  $0.357 / 8.1 = 0.044$ . La hausse de 1.11\$ du salaire minimum explique donc 4.4% de l'augmentation du coefficient de Gini durant cette période en Ontario.

Quant au salaire minimum réel, nos résultats d'estimation sont sensibles à l'inclusion ou non d'une variable d'immigration récente. Si nous ne tenons pas compte de l'immigration récente, le salaire minimum a pour effet d'accroître l'inégalité des revenus, bien que son impact soit relativement modeste par rapport aux autres facteurs explicatifs. Cet effet positif du salaire minimum sur l'inégalité des revenus pourrait être attribuable à son effet négatif sur l'emploi, à savoir que le décret d'un taux de salaire minimum plus élevé a théoriquement pour effet d'éliminer un certain nombre d'emplois parmi les moins productifs et de réduire les heures travaillées pour la main-d'œuvre qui occupe ce type d'emploi. Si tel était le cas, une augmentation du salaire minimum se traduirait effectivement par une hausse de l'inégalité des revenus qui n'est pas pris en compte lorsque l'analyse se limite à un échantillon de travailleurs représentés par leur salaire individuel. Cependant, à partir du moment où nous incluons une variable d'immigration récente, l'impact du salaire minimum cesse d'être significatif, vraisemblablement à cause d'un problème de multicollinéarité entre ces deux variables très corrélées.

Quant à la régulation de l'inégalité des revenus (et si cela s'avérait être une priorité), nos résultats d'estimation nous amènent à conclure que le salaire minimum n'est pas un outil approprié pour la réduire. Les gouvernements peuvent agir à moyen et long terme sur deux des facteurs qui contribuent le plus à la diminuer, à savoir: l'activité et l'emploi. Selon nos estimations, les politiques publiques qui contribuent à accroître l'activité et à créer des emplois seraient parmi les plus efficaces pour réduire l'inégalité des revenus avant le versement des transferts gouvernementaux. Nos résultats d'estimation nous indiquent également que le développement de l'éducation a pour effet

de réduire l'inégalité des revenus à long terme. Enfin, puisque l'augmentation de la densité syndicale contribue à la diminution de l'inégalité des revenus de marché, cela implique donc qu'un environnement juridique plus favorable au développement ou au maintien de cette institution est sujet à être plus égalitaire qu'un autre environnement qui lui est moins favorable.

Cette étude pourrait être améliorée de trois façons, tout en ayant recours à une méthodologie similaire. D'abord, il est important de pousser l'analyse en ayant recours à des mesures complémentaires au coefficient de Gini. Cet indice, qui est plus sensible au centre de la distribution des revenus, pourrait être comparé à d'autres indices ou ratios qui sont plus sensibles aux extrémités ou à différentes parties de la distribution. Il serait nécessaire de compiler ces statistiques à partir des fichiers de microdonnées de différentes enquêtes de ménage ou de recensements. Le second défi à relever serait de contrôler un plus grand nombre de changements sociodémographiques susceptibles d'accroître l'inégalité des revenus, bien que des analyses de décomposition de la variance à partir de microdonnées soient probablement plus appropriées pour étudier l'impact plus précis de ces changements compositionnels au niveau des familles et des ménages. Enfin, l'analyse au niveau international semble être un incontournable pour pouvoir généraliser les relations qui sont observées entre les institutions du travail et l'inégalité des revenus (ou des salaires). L'analyse longitudinale d'un panel de pays permet de tenir compte d'un plus grand nombre de facteurs explicatifs et d'exploiter une plus grande variance entre les différents systèmes de relations industrielles, bien qu'elle pose un plus grand défi au niveau théorique et surtout empirique.



## Bibliographie

- Akyeampong, Ernest B., (2004) Le mouvement syndical en transition. *Perspective*. No 7 5-001- XIF au catalogue, Statistique Canada. 14 p.
- Alderson, Arthur S. et Nielsen, François. 2002. Globalization and the Great U-Turn: Income Inequality Trends in 16 OECD Countries, *American Journal of Sociology*, Vol. 107, No. 5, Mars 2002, pp.1244-1299
- Atkinson, Anthony B. (1970). On the Measurement of Inequality. *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263
- Atkinson, Anthony B. (1975). The economics of inequality. Éditions Clarendon Press (Oxford), 295 p.
- Atkinson, Anthony B. (2008). The Race between Technology and Education: The Textbook Model. Dans *The Changing Distribution of Earnings in OECD Countries*, éditions Oxford University Press, pp.7-15
- Atkinson, Anthony B.; Bourguignon, François. (dirs) (2000), Introduction: Income Distribution and Economics, dans *Handbook of Income Distribution*, Volume 1, Elsevier Science, pp. 1-58.
- Atkinson, Anthony B.; Brandolini, Andrea. (2003) The Panel-of-Countries Approach to Explaining Income Inequality: An Interdisciplinary Agenda, 37 p. (ébauche d'un chapitre paru dans *Mobility and inequality: frontiers of research in sociology and economics*, Morgan et al. (dirs), Standford University Press, 2006, 488 p.)
- Atkinson, Tony; Cantillon, Bea; Marlier, Eric; Nolan, Brian. (2002). Social Indicator. The EU and Social Inclusion. Oxford University Press, 240 p.
- Autor, David H.; Katz, Lawrence F.; Krueger, Alan B., (1998). Computing inequality: have computers changed the labor market?, *Quarterly Journal of Economics*, (1998) 113(4): 1169-1213
- Autor, David H., Levy, Frank et Murnane, Richard J., (2003). « The Skill Content of Recent Technological Change: An empirical exploration », *Quarterly Journal of Economics*, 118:4, pp. 1279-1333
- Autor, David H., Katz, Lawrence F. et Kearney, Melissa S., (2008). « Trends in U.S. wage inequality: revising the revisionists », *Review of Economics and Statistics*, 90:2, pp. 300-323
- Aydemir, Abdurrahman; Borjas, George J., (2006). A comparative analysis of the labor market impact of international migration: Canada, Mexico and United States. NBER Working Paper No. 12327, 56 p.

- Baker, Micheal; Benkamin, Dwayne; Stanger, Shuchita. (1999). The Highs and Lows of the Minimum Wage Effects: A Time-Series Cross-Section Study of the Canadian Law. *Journal of Labor Economics*, Vol. 17, No. 2, Avril 1999, pp.318-350
- Barro, Robert J. et Lee, Jong-Wha. 2010. A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010, *NBER Working Paper Series*, 15902, Avril 2010, 47 p.
- Berman, Eli; Bound, John et Griliches, Zvi (1994), « Changes in the Demand For Skilled Labor Within U.S. Manufacturing: Evidence From the Annual Survey of Manufactures », The *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 2, p. 367-397, Mai 1994
- Blau, Francine D.; Kahn, Lawrence M. (2009). Inequality and earnings distribution, dans Salverda W, Nolan B, Smeeding TM (eds.), *The Oxford handbook of economic inequality*, Oxford University Press, p.177-203
- Bolton, Kenyon; Breau, Sébastien, (2011). Growing Unequal? Changes in the Distribution of Earnings Across Canadian Cities. *Urban Studies*, Juin 2011, pp.1-21
- Boudarbat, Brahim, Lemieux, Thomas et Riddell, W. Craig, (2006). « Recent trends in wage inequality and the wage structure in Canada », dans D. Green and J. R. Kesselman (eds), *Dimensions of Inequality in Canada*. Vancouver, C-B: UBC Press.
- Boudarbat, Brahim, Maude Boulet et Nong Zhu. (2010). Participation au marché du travail et revenus d'emploi des immigrants au Québec par rapport au reste du Canada, *Nos diverses cités*, numéro 7, pp. 60-66.
- Boudarbat, Brahim, Lemieux, Thomas et Riddell, W. Craig, (2010). « The Evolution of the Returns to Human Capital in Canada, 1980-2005 ». IZA Discussion paper series, Mars 2010, 43 p.
- Bound, John; Johnson, George. (1992). Changes in the Structure of Wages in the 1980's: An Evaluation of Alternative Explanations. *The American Economic Review*, Vol. 82, No. 3 pp.371-392
- Breau, Sébastien. 2007. Income inequality across Canadian provinces in an era of globalization: explaining recent trends, *The Canadian Geographer / Le Géographe Canadien*, Vol. 51, No. 1, pp. 72-90
- Breau, Sébastien et Rigby, David L. (2009), « International Trade and Wage Inequality in Canada », *Journal of Economic Geography*, 10 (2010), p. 55-86, Publié à l'avance le 22 avril 2009.
- Bresnahan, Timothy F.; Brynjolfsson, Erik; Hitt, Lorin M. (2002). Information, Technology, Workplace Organization, And The Demand For Skilled Labor: Firm-Level Evidence, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 1, p. 339-376, Mars 2006

- Card, David, Thomas Lemieux et Craig W. Riddell (2004), « Unions and Wage Inequality », *Journal of Labor Research*, 25, p. 519-562.
- Checchi, Daniele et García-Peñalosa, Cecilia. 2010. Labour Market Institutions and the Personal Distribution of Income in the OECD, *Economica*, 77, Juillet 2010, pp. 413-450
- Cousineau, J.-M. (2009), « Les déterminants macroéconomiques de la pauvreté : Une étude de l'incidence de la pauvreté au sein des familles québécoises sur la période 1976-2006 », Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion, août 2009 : 39 p.
- Cousineau, Jean-Michel, (2010). « Salaire minimum et pauvreté: une étude économétrique », *Regard sur le Travail*, Ministère du travail du Québec, Volume 7, no 1 – Automne 2010, 17 p.
- Crespo, Stéphane (2007), *L'inégalité de revenu au Québec 1979-2004, les contributions de composantes de revenu selon le cycle économique*, Conditions de vie, Institut de la statistique du Québec, Québec, 65 pages.
- De Gregorio, José et Lee, Jong-Wha. 2002. Education and Income Inequality, New Evidence from Cross-Country Data, *Review of Income and Wealth*, Vol. 48, No. 3, Septembre 2002, pp. 395-416
- Dinardo, J., N. M. Fortin et T. Lemieux (1996), Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach, *Econometrica*, 64 (5), p. 1001-1046.
- Dougherty, Christopher. (2007). *Introduction to econometrics*, troisième édition, éditions Oxford University Press, 480 p.
- Feenstra, Robert C.; Hanson, Gordon H. (2003). Global Production Sharing and Rising Inequality: A Survey of Trade and Wages. Dans Choi, E. Kwan; Harrigan, James (dirs), *Handbook of International Trade*, Blackwell Publishing, pp.146-185
- FMI, (2007). Mondialisation et inégalité. *Perspective de l'économie mondiale*, Fond Monétaire International. Octobre 2007, chapitre 4, pp.145-181.
- Fortin, Nicole; Lemieux, Thomas, (1997). « Institutional Changes and Rising Wage Inequality: Is There a Linkage? », *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 2, pp. 75-96
- Freeman, Richard B. (1980), Unionism and the Dispersion of Wages. *Industrial and Labor Relations Review*, 34, Octobre 1980, pp.3-23
- Freeman, Richard B.; Medoff, James L. *What Do Unions Do?* New York: éditions Basic Books, 1984

- Freeman, Richard B. (dir); Katz, Lawrence F. (1994). Rising wage inequality: the United States vs. other advanced countries. Dans *Working under different rules*, éditions Russell Sage Foundation, pp.29-62
- Freeman, Richard B. (1996). Labor market institutions and earnings inequality. *New England Economic Review*, Mai/Juin 1996
- Freeman, Richard B. (2001), « The Rising Tide Lifts...? », ch. 3 dans *Understanding Poverty*, Sheldon Danziger et Robert Haveman (éds), Russell Sage Foundation et Harvard University Press, New York et Cambridge, MA, p. 97-126.
- Freeman, Richard B. (2008), Labor Market Institutions Around the World, *The Sage Handbook of Industrial Relations*, sous la direction de Paul Blyton, Nicolas Bacon, Jack Fiorito et Edmund Heery, éditions Sage, pp.640-658.
- Frenette, Marc; Green, David; Picot, Garnett. (2004). Croissance de l'inégalité de revenu pendant les années 1990: Exploration de trois sources de données. Document de recherche. No. 11F0019MIF au catalogue - No. 219. Statistique Canada, 33 p.
- Frenette, Marc; Green, David; Milligan, Kevin, (2006). « Nouvelle analyse des tendances récentes de l'inégalité du revenu après impôt au Canada au moyen des données de recensement », Statistique Canada, Division des études sur la famille et le travail, 32 p.
- Frenette, Marc; Green, David; Milligan, Kevin, (2009). Looking for Smoking Guns: The Impact of Taxes and Transfers on Canadian Income Inequality, Working Paper, Août 2009, 35 p.
- Galarneau, Diane. (2003). Les syndiqués — Transition de CALURA à l'Enquête sur la population active, compte rendu no 02-2003F, Statistique Canada, Division de l'analyse des enquêtes sur le travail et les ménages.
- Godard, John. (2004). The New Institutionalism, Capitalist Diversity, and Industrial Relations. *Theoretical Perspectives on Work and the Employment Relationship*, sous la direction de Bruce E. Kaufman, Champaign, pp. 229-264.
- Gottschalk, Peter; Danziger, Sheldon. (2005). Inequality or wage rates, earnings and family income in the United States, 1975-2002. *Review of Income and Wealth*, Vol. 51, No. 2, Juin 2005, pp.231-254
- Haughton, Jonathan; Khandker, Shahidur R. (2009). Handbook on Poverty and Inequality, éditions The World Bank, 421 p.
- Heisz, Andrew, (2007). « Inégalité et redistribution du revenu au Canada: 1976 à 2004 », Statistique Canada, Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail, 63 p.
- Jenkins Stephen. 1991. The Measurement of Income Inequality, dans Osberg Lars (ed.), *Economic Inequality and Poverty: International Perspectives*, M.E. Sharpe, pp. 3-38

- Johnson, Susan; Kuhn, Peter. (2004) Increasing Male Earnings Inequality in Canada and the United States, 1981-1997: The Role of Hours Changes versus Wage Changes. *Canadian Public Policy*, Vol. 30, No. 2, Juin 2004, pp.155-175
- Juhn, Chinhui; Murphy, Kevin M.; Pierce, Brooks. (1993). Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. *The Journal of Political Economy*, Juin 1993, Vol. 101, No. 3, pp.410-442
- Katz, Lawrence F.; Autor, David H. (1999). Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality. Dans Ashenfelter, Orley; Card, David (eds)., *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam, North-Holland, Volume 3, Part A, 1999, pp. 1463-1555
- Katz, Lawrence F.; Murphy, Kevin M. (1992). Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors, *Quarterly Journal of Economics*, 107(1): pp.35-78.
- Kennedy, Peter. (2008). A Guide to Econometrics. Sixième édition. Éditions Blackwell Publishing, 585 p.
- Koeniger, Winfried; Leonardi, Marco; Nunziata, Luca. 2007. Labor Market Institutions and Wage Inequality, *Industrial & Labor Relations Review*, Vol. 60, No. 3, Avril 2007, pp. 340-356
- Lee, David S. (1999), "Wage Inequality in the United States during the 1980s : Rising Dispersion or Falling Minimum Wage", *Quarterly Journal of Economics*, 114 (3), p. 977-1023.
- Lemieux, Thomas. (2006). Increasing Residual Wage Inequality: Composition Effects, Noisy Data, or Rising Demand for Skill? *The American Economic Review*, Vol. 96, No. 3, pp. 461-498
- Lemieux, Thomas. (2008). L'évolution des inégalités dans les pays industrialisés: le point sur la situation. L'actualité économique, *Revue d'analyse économique*, Vol. 84, No.3, Septembre 2008, pp.241-262.
- MacPhail, Fiona. 2000. What caused earnings inequality to increase in Canada during the 1980s?, *Cambridge Journal of Economics*, 24, pp. 153-175
- Mincer, Jacob (1991), « Human Capital, Technology, and the Wage Structure: What do Time Series Show? », *National Bureau of Economic Research*, Working Paper no. 3581, 56 p., Janvier 1991.
- Moller, Stephanie; Alderson, Arthur S.; Nielsen, François. (2009) Changing Patterns of Income Inequality in U.S. Counties, 1970-2000. *American Journal of Sociology*, Vol. 114, No. 4, Janvier 2009, pp.1037-1101

- Moore, Eric G.; Pacey, Micheal A. (2003). Changing Income Inequality and Immigration in Canada, 1980-1995. *Canadian Public Policies - Analyse de Politiques*, Vol. 29, No. 1, pp.33-52
- Murphy, Brian; Zhang, Xuelin; Dionne, Claude. (2010). Révision de la mesure de faible revenu (MFR) de Statistique Canada, Document de recherche, No. 75F0002M au catalogue - No. 004, Statistique Canada, 34 p.
- Neumark, David; Wascher, William. (2006). Minimum wages and employment: a review of evidence from the new minimum wage research. *NBER working paper series*, 155 p.
- Neumark, David et William L. Washer (2008), *Minimum Wages*, Cambridge, Massachussetts Institute of Technology, Massachussetts.
- Nielsen, François et Alderson, Arthur S. 1997. The Kuznets Curve and the Great U-Turn: Income Inequality in U.S. Counties, 1970 to 1990, *American Sociological Review*, Vol. 62, Février 1997, pp. 12-33
- OCDE (2008), OECD Science, technology and industry outlook, *OECD Publishing*, 2008, 258 p.
- OCDE (2011), “Growing Income Inequality in OECD countries: What Drives it and What and How Can Policy Can Tackle it?”, *Forum*, Paris, 2 mai
- Osberg, Lars. (2007). A Quarter Century of Economic Inequality in Canada: 1981-2006. Working Paper No. 2007-09. 44 p.
- Partridge, Mark D.; Rickman, Dan S.; Levernier, William. 1996. Trends in U.S. Income Inequality: Evidence from a Panel of States, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 36, No. 1, Printemps 1996, pp. 17-37
- Picot, Garnett et Myles, John, (2005). « L'inégalité du revenu et le faible revenu au Canada : une perspective internationale », Statistique Canada, Direction des études analytiques, 33 p.
- Piketty, Thomas. (2008) L'inégalité des revenus de travail. Dans *L'économie des inégalités*, éditions La Découverte, pp.62-93
- Psacharopoulos, George et Arriagada, Ana-Maria. 1986. The Educational Attainment of the Labor Force: An International Comparison, *The World Bank*, Discussion Paper, Octobre 1986, 59 p.
- Reich, Robert B. (2010). Aftershock: The Next Economy and America's Future. Éditions Knopf, 192 p.
- Roemer, John E. Equality: It's Justification, Nature, and Domain. Dans Salverda W, Nolan B, Smeeding TM (eds.), *The Oxford handbook of economic inequality*, Oxford University Press, pp.23-39

- Rowthorn, Robert; Ramaswamy, Ramana. (1997) Deindustrialization - Its Causes and Implications, *Economic Issues*, International Monetary Fund, 16 p.
- Saez, Emmanuel; Veall, Michael R. (2003). The Evolution of High Incomes in Canada, 1920-2000. *NBER Working paper series*, 9607, Avril 2003, 95 p.
- Sen, Anindya; Rybczynski, Kathleen; Van De Waal, Corey. (2010). Teen Employment, Poverty, and the Minimum Wage: Evidence from Canada, *Working Paper*, 45 p.
- Sevestre, Patrick. (2002) Introduction à l'économétrie des données de panel, dans *Économétrie des données de Panel*, éditions Dunod, Paris, 211 p.
- Sharpe, Andrew et Myles Zyblock (1997), "Macroeconomic Performance and Income Distribution in Canada", *North American Journal of Economics and Finance*, 8 (2), pp. 167 à 199.
- Topel, Robert H. (1994) Regional Labor Markets and the Determinants of Wage Inequality, *American Economic Review*, 84: 17-22.
- Vinod, Thomas; Wang, Yan; Fan, Xibo. 2000. Measuring Education Inequality: Gini Coefficients of Education, *World Bank Policy Research Working Paper*, Décembre 2000, 37 p.
- Vinod, Thomas; Wang, Yan; Fan, Xibo. 2002. A New Dataset on Inequality in Education: Gini and Theil Indices of Schooling for 140 Countries, 1960-2000, *World Bank Policy Research Working Paper*, Octobre 2002, 19 p.
- Volscho, Jr., Thomas W. 2005. Minimum Wages and Income Inequality in the American States, 1960-2000, *Research in Social Stratification and Mobility*, Vol. 23, pp. 343-368
- Wallerstein, Micheal. 1999. Wage-Setting Institutions and Pay Inequality in Advanced Industrial Societies, *American Journal of Political Science*, Vol. 43, No. 3, Juillet 1999, pp. 649-680
- Wilkinson, Richard; Pickett, Kate. (2009). The Spirit Level: Why More Equal Societies Almost Always Do Better, Bloomsbury Press, 352 p.
- Wood, Adrian. (1994). North-South Trade, Employment, and Inequality: Changing Fortunes in a Skill-Driven World. Éditions Oxford University Press, 505 p.
- Wu, Ximing; Perloff, Jeffrey M.; Golan, Amos. Effects of Government Policies on Urban and Rural Income Inequality, *Review of Income and Wealth*, Vol. 52, No. 2, Juin 2006, pp. 213-235
- Yalnyzian, Armine. (2007) The Rich and the Rest of Us. *Canadian Centre for Policy Alternatives*, Ottawa, Mars 2007

## Annexes



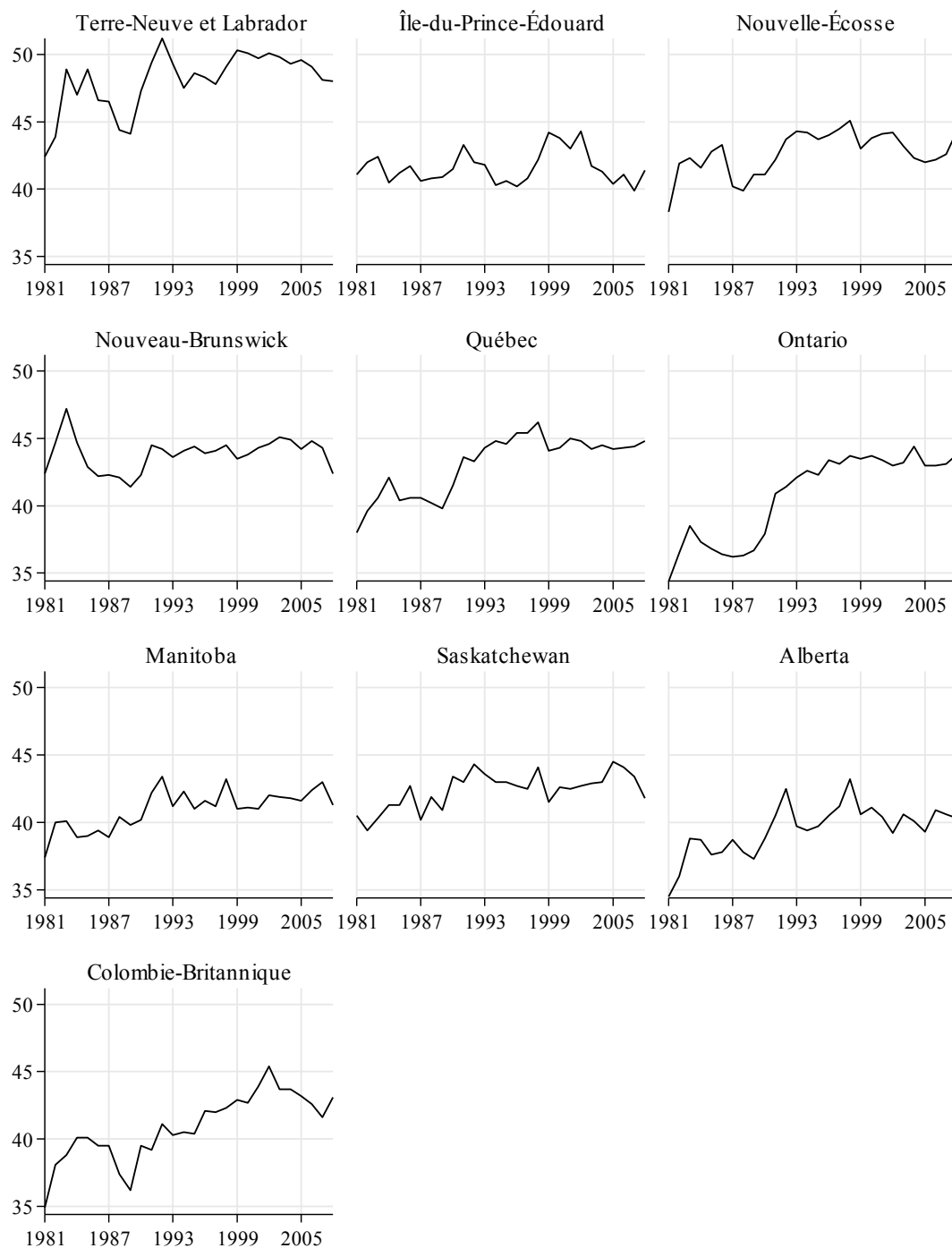
**Tableau A1 - Définitions des principales variables et sources de données utilisées**

Variables	Identifiants	Définitions des variables	Sources de données utilisées
Coefficient de Gini (X 100) pour l'ensemble des ménages	GINI	Mesure de l'inégalité de la distribution du revenu de marché (ajusté par personne) pour l'ensemble des ménages, par province et année	L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) et l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC), tableau CANSIM: 202-0709 (Statistique Canada)
Densité syndicale	SYND SYND_PA	Pourcentage des employés qui sont syndiqués par province et par année. Définition alternative (SYND_PA): proportion de la population active qui est syndiquée (variable alternative qui est testée)	Enquête sur la population active (EPA), tableaux CANSIM: 282-0078 et 282-0078. CALURA, tableau CANSIM: 279-0025.
Salaire minimum réel	ln(SMIN)	Logarithme naturel du salaire minimum (la moyenne annuelle par provinces des taux horaires en vigueur) ajusté en fonction de l'indice des prix à la consommation (IPC) (panier de 2005, \$2002)	Les taux horaires sont obtenus sur le site web du Ministère des Ressources humaines et Développement des compétences Canada. <a href="http://www.hrsdc.gc.ca">http://www.hrsdc.gc.ca</a> (consulté le 01-07-11). L'IPC est obtenu sur le tableau CANSIM: 325-0021
Part des ordinateurs et des logiciels dans le stock total de capital. Variable alternative: part de l'investissement total en ordinateurs et logiciel	STOCK_TI INVEST_TI	La part, en pourcentage, des stocks (ou de l'investissement) en ordinateurs et logiciels dans le stock total de capital (ou dans l'investissement total) par province et année (stock net de fin d'année, amortissement géométrique, \$2002)	Tableau CANSIM: 031-0004
Intensité en recherche et développement (R&D)	R&D R&D2	Le ratio des dépenses d'entreprises en R&D en pourcentage du PIB provincial (toute source de financement, exécutant: entreprises, dollars courants). Définition alternative (R&D2): le ratio des dépenses par travailleur (\$2002)	Tableaux CANSIM: 358-0001, 384-0002 et 282-0002
Ouverture sur le commerce international	INT	Le ratio du total des exportations et des importations en pourcentage du PIB nominal provincial	Tableau CANSIM: 384-0002
Moyenne des années de scolarité	ÉDUC	La moyenne des années de scolarité pour la population active de 15 ans et plus (voir le texte pour la construction de cette variable)	EPA, tableau CANSIM: 282-0004. Fichiers à grade diffusion pour les recensements de 1981 et 1986, fichiers des particuliers (échantillon de 2%)
Inégalité des années de scolarité	GINI_EDUC	L'inégalité des années de scolarité, mesurée au moyen d'un coefficient de Gini, pour la population active de 15 ans et plus (voir le texte pour la construction de cette variable)	EPA, tableau CANSIM: 282-0004. Fichiers à grade diffusion pour les recensements de 1981 et 1986, fichiers des particuliers (échantillon de 2%)
Taux de chômage	CHOMAGE	Le taux de chômage pour l'ensemble de la population active de 15 ans et plus, par province et année	EPA, tableau CANSIM: 282-0002
Taux d'activité	ACTIVITE FEMMES	Le taux d'activité pour l'ensemble de la population totale de 15 ans et plus, par province et année. Définition alternative (FEMMES): le taux d'activité pour l'ensemble des femmes de 15 ans et plus.	EPA, tableau CANSIM: 282-0002
Immigration récente	IMMIGR	La population des immigrants qui ont immigré depuis 5 ans ou moins exprimée en pourcentage de la population totale. Cette population est estimée en additionnant le nombre annuel de nouveaux arrivants étrangers d'une année donnée et des quatre années précédentes.	Les estimations de la population, tableaux CANSIM: 051-0011 (pour la migration internationale) et 051-0001 (pour la population totale)
Population totale (poids analytiques)	—	La population totale par province et année est utilisée comme poids analytique pour pondérer nos observations lors des analyses	Tableau CANSIM: 051-0001

**Tableau A2 - Statistiques descriptives calculées à partir des observations non-pondérées (N = 280 observations)**

	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
GINI	42.37	2.97	34.40	51.20
SYND	34.19	6.16	22.88	53.88
SYND_PA	25.79	4.45	17.64	39.25
ln(SMIN)	1.85	0.10	1.67	2.08
STOCK_TI	2.19	1.92	0.25	9.97
INVEST_TI	7.78	6.22	0.70	27.76
R&D	0.49	0.43	0.00	1.80
R&D2	331.24	304.72	0.00	1347.74
INT	56.13	16.16	22.12	103.94
ÉDUC	12.30	0.70	10.81	13.56
GINI_ÉDUC	0.13	0.02	0.10	0.18
ACTIVITÉ	64.46	4.89	52.20	74.70
FEMMES	56.72	5.86	39.40	67.60
IMMIGR	1.93	1.50	0.28	6.02
CHÔMAGE	10.02	3.82	3.40	20.20

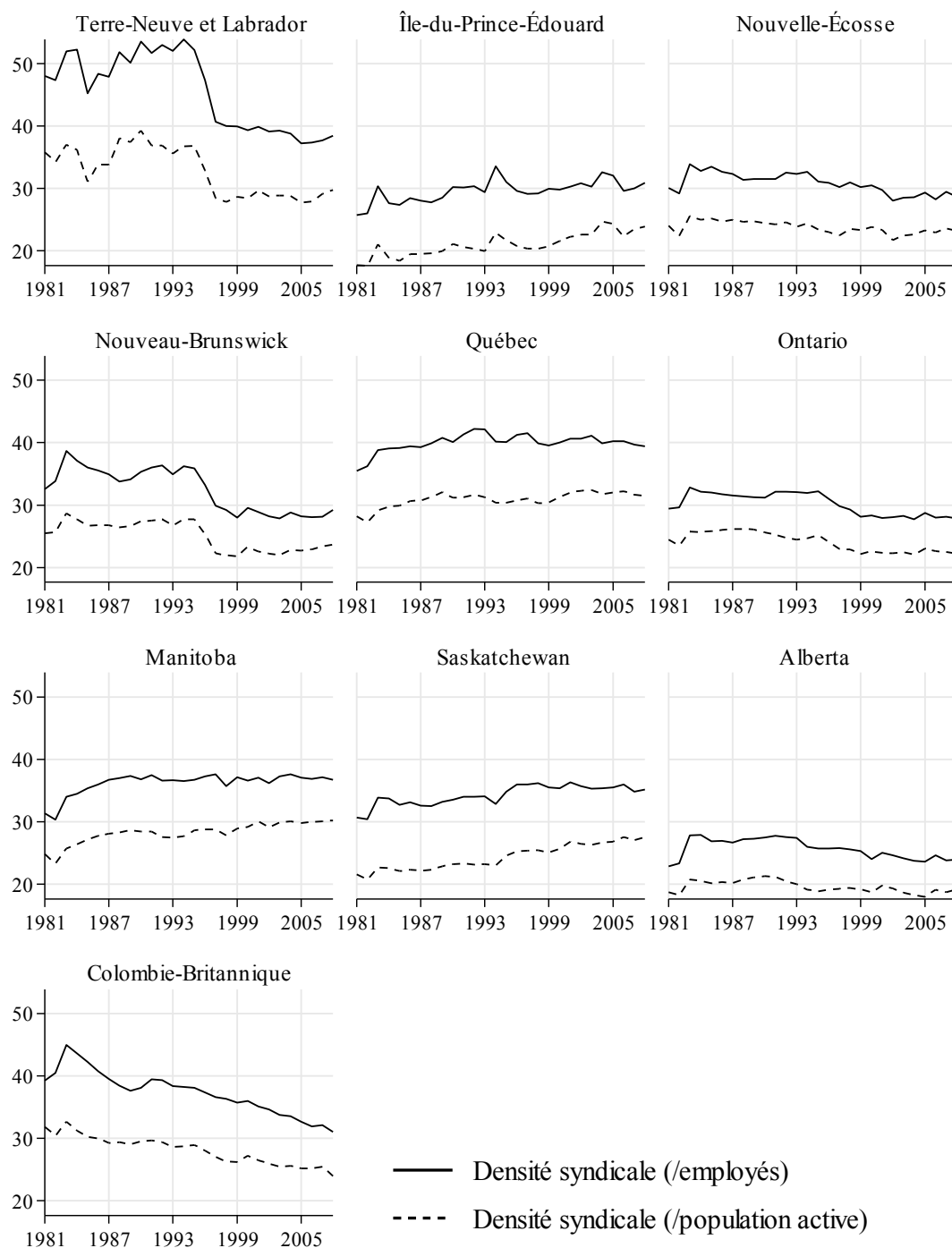
**Figure A1 - Évolution de l'inégalité dans la distribution des revenus de marché (coefficient de Gini X 100), par province canadienne, 1981-2008**



Note: Coefficients calculés à partir des revenus de marché rapportés au niveau du ménage et pondérés par la racine carré du nombre de personne le composant.

Source: Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, Enquête sur les finances des consommateurs, Statistique Canada, Tableau CANSIM: 202-0709

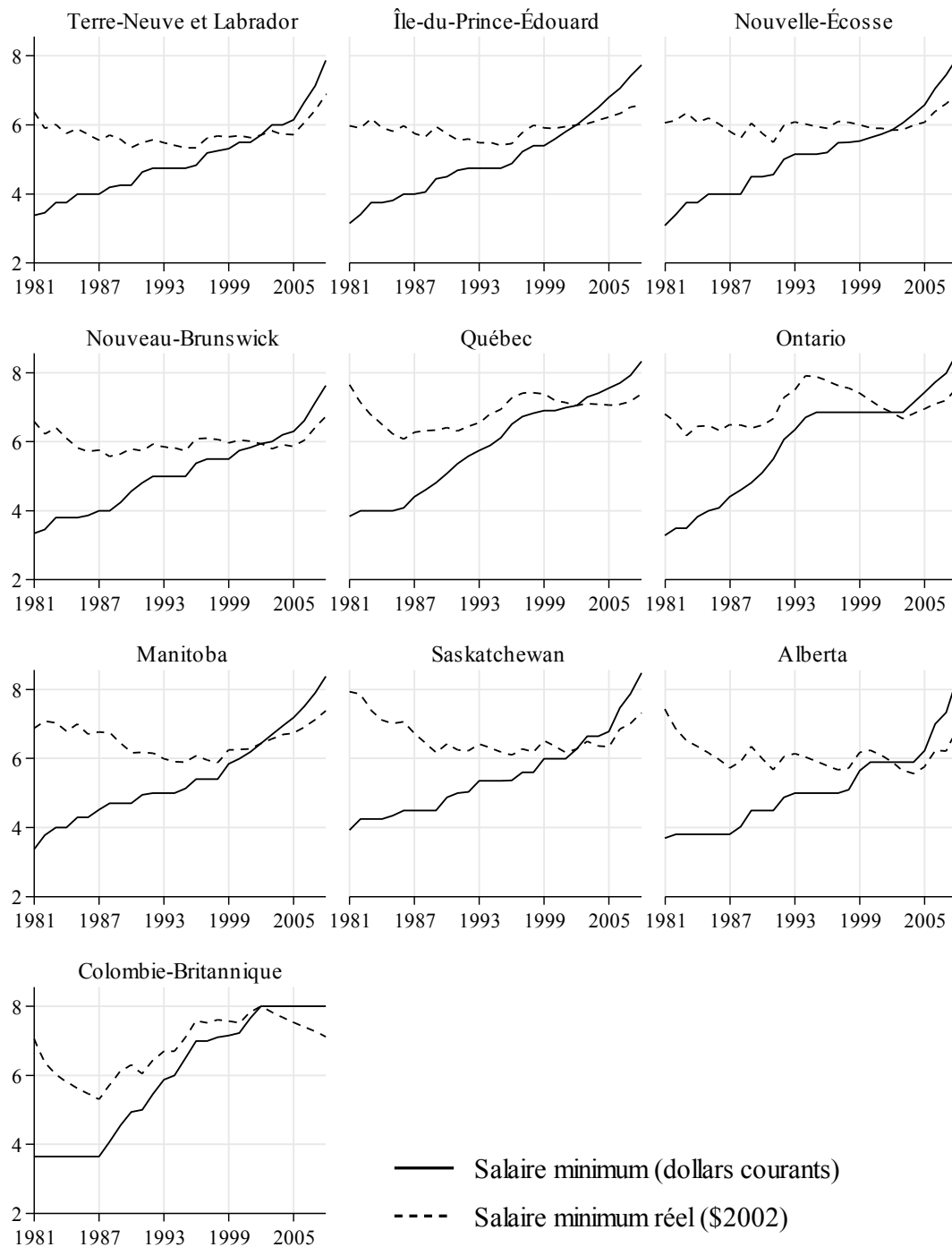
**Figure A2 - Évolution de la densité syndicale par province canadienne, 1981-2008**



Note: Pourcentage des employés qui sont syndiqués et pourcentage de la population active qui est syndiquée. La moyenne du taux de 1995 et du taux de 1997 a été imputée à l'observation manquante pour 1996 dans chaque série.

Source: Statistique Canada. Enquête sur la population active, tableaux CANSIM: 282-0078 et 282-0078. CALURA, tableau CANSIM: 279-0025.

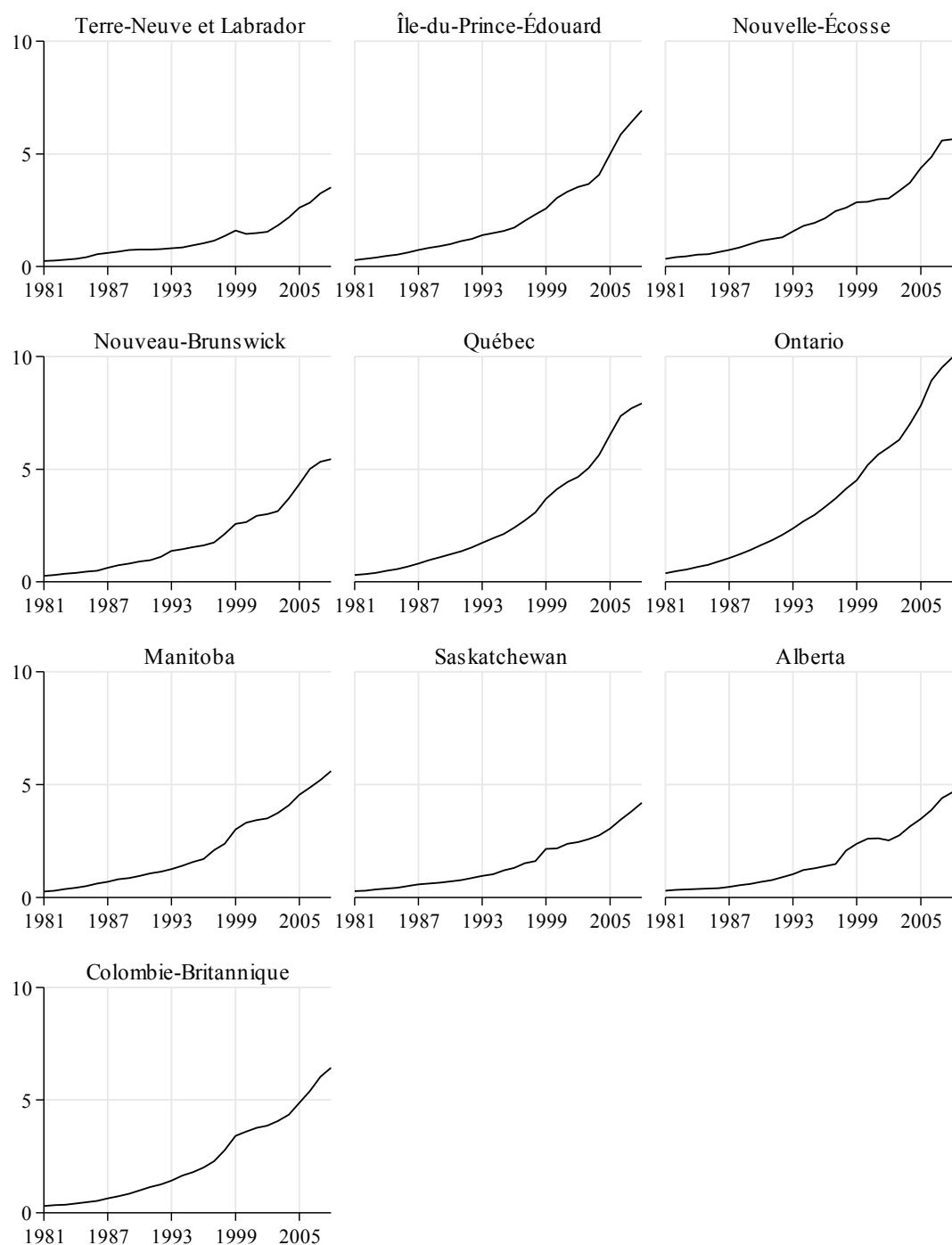
**Figure A3 - Évolution du salaire minimum réel et nominal, par province canadienne, 1981-2008**



Note: Ces taux correspondent à la moyenne annuelle des taux en vigueur par province et par année. Le salaire minimum réel est ajusté en fonction de l'indice des prix à la consommation (panier de 2005, \$2002). Le salaire minimum nominal est en dollars courants.

Source: L'indice des prix à la consommation provient du tableau CANSIM: 325-0021, Statistique Canada. Les taux horaires proviennent du site web: <http://www.hrsdc.gc.ca>

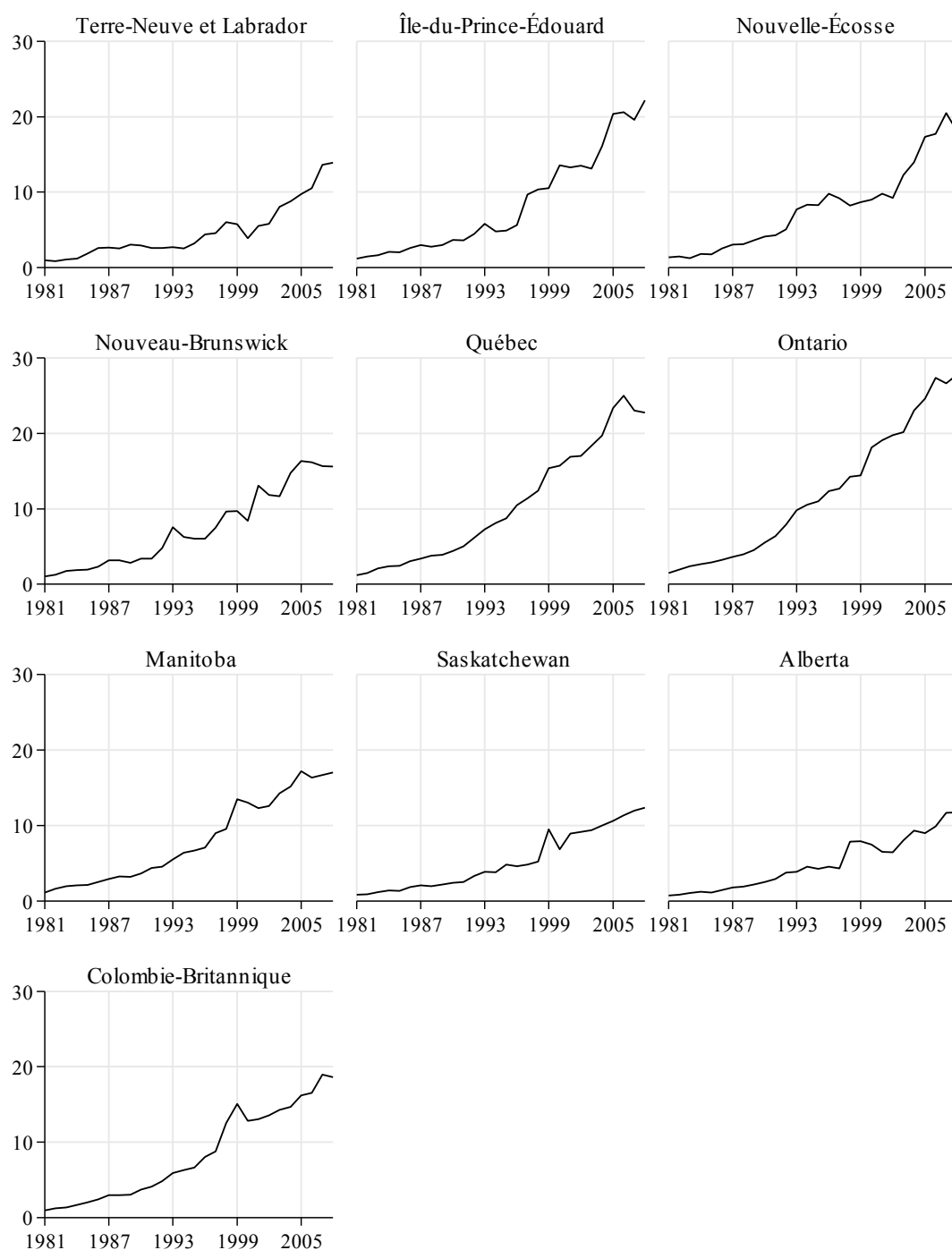
**Figure A4.1 - Évolution de la part des stocks en ordinateurs et logiciels en pourcentage du stock total de capital par province, 1981-2008**



Note: La part, en pourcentage, des stocks en ordinateurs et en logiciels dans le stock total de capital, par province et par année. Données utilisées: stocks nets de fin d'année, avec amortissement géométrique, en \$2002.

Source: Statistique Canada, tableau CANSIM: 031-0004

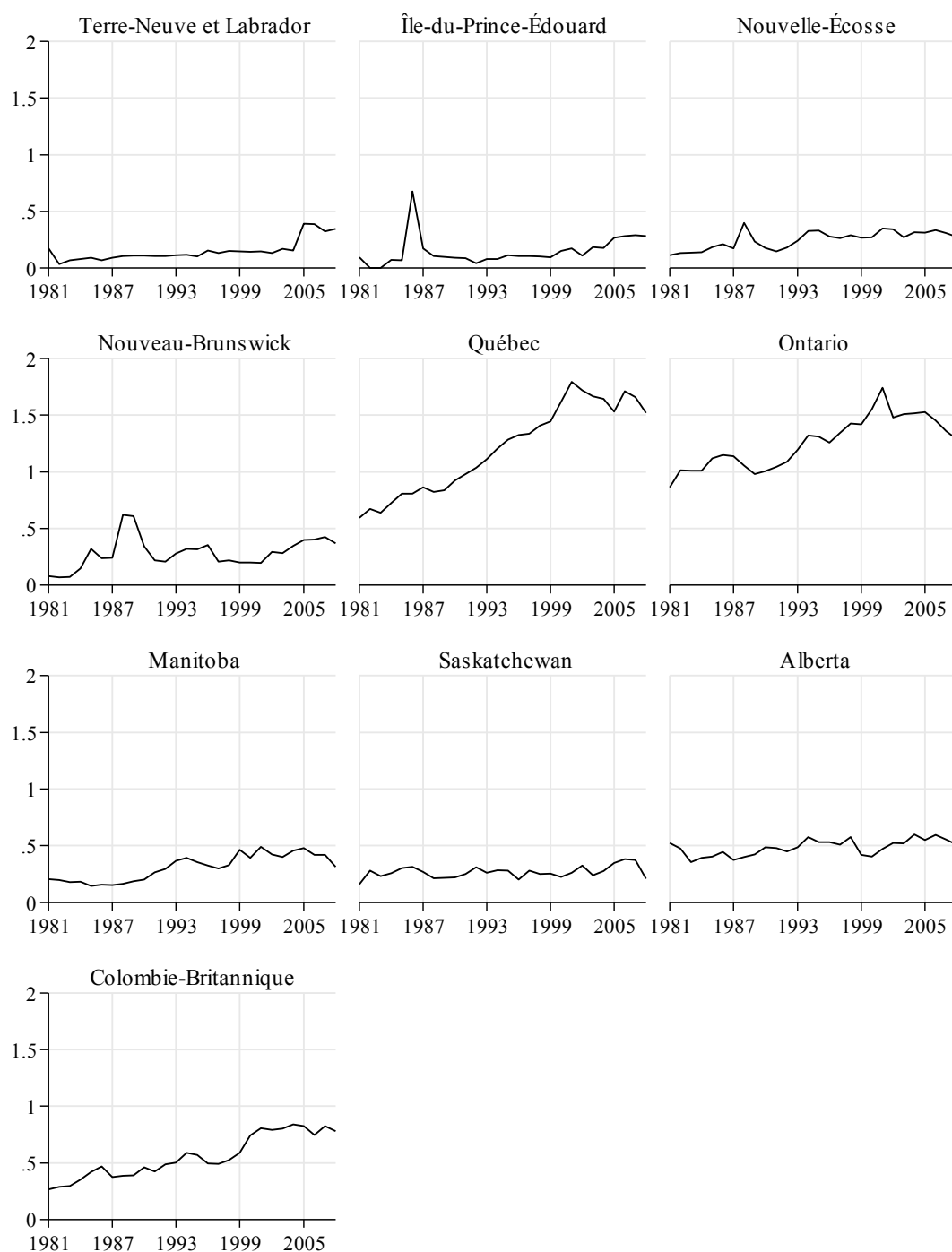
**Figure A4.2 - Évolution de l'investissement en ordinateurs et logiciels en pourcentage de l'investissement total par province, 1981-2008**



Note: L'investissement annuel en ordinateurs et logiciels, en pourcentage de l'investissement total annuel, par province et par année. \$2002

Source: Statistique Canada, tableau CANSIM: 031-0004

**Figure A5.1 - Évolution de l'intensité en recherche et développement (%PIB) par province, 1981-2008**

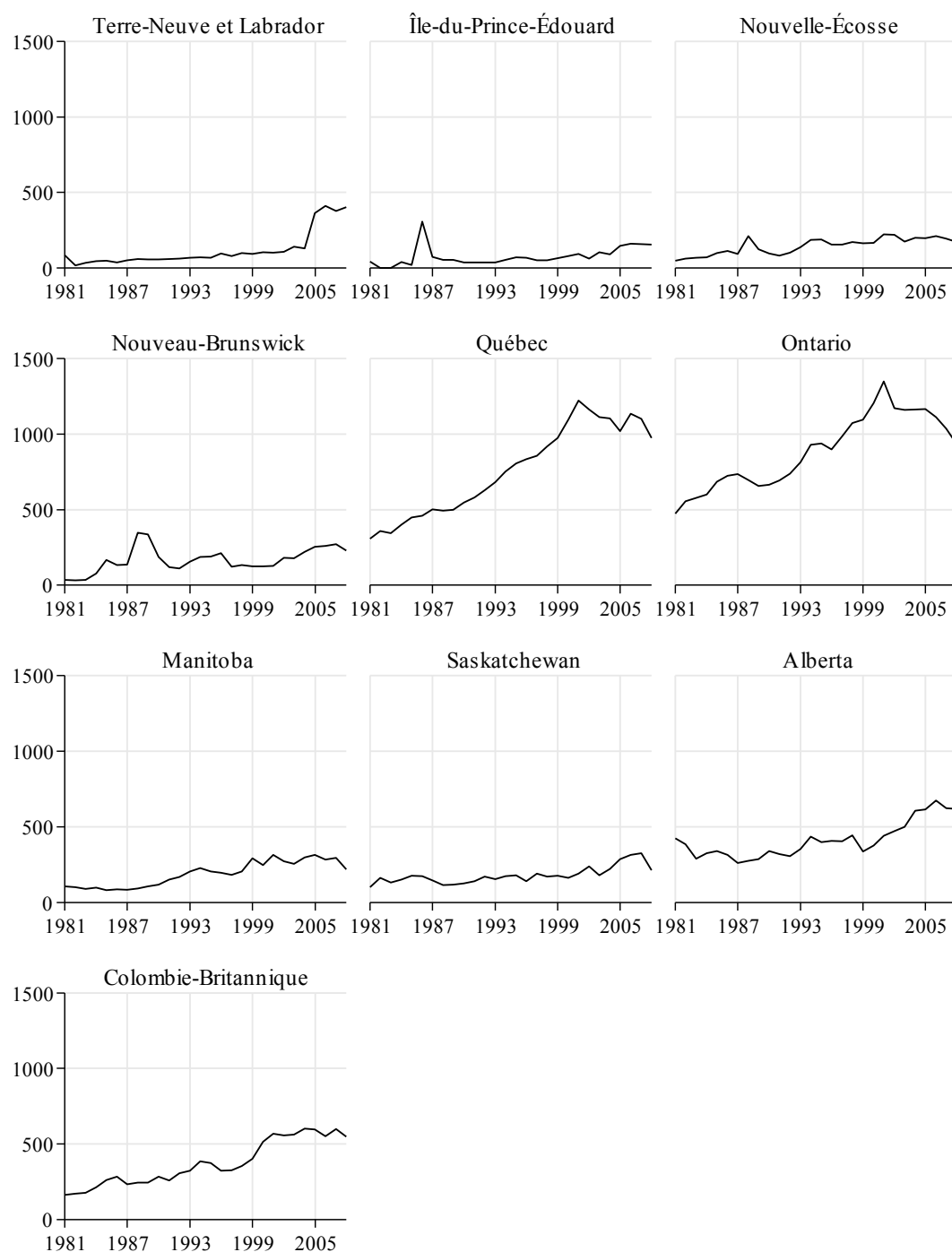


Note: Les dépenses en recherche et développement en pourcentage du PIB nominal. Les dépenses utilisées sont celles qui correspondent aux dépenses d'entreprises, peu importe la source de financement, en dollars courants.

Source: Statistique Canada, tableaux CANSIM: 358-0001, 384-0002



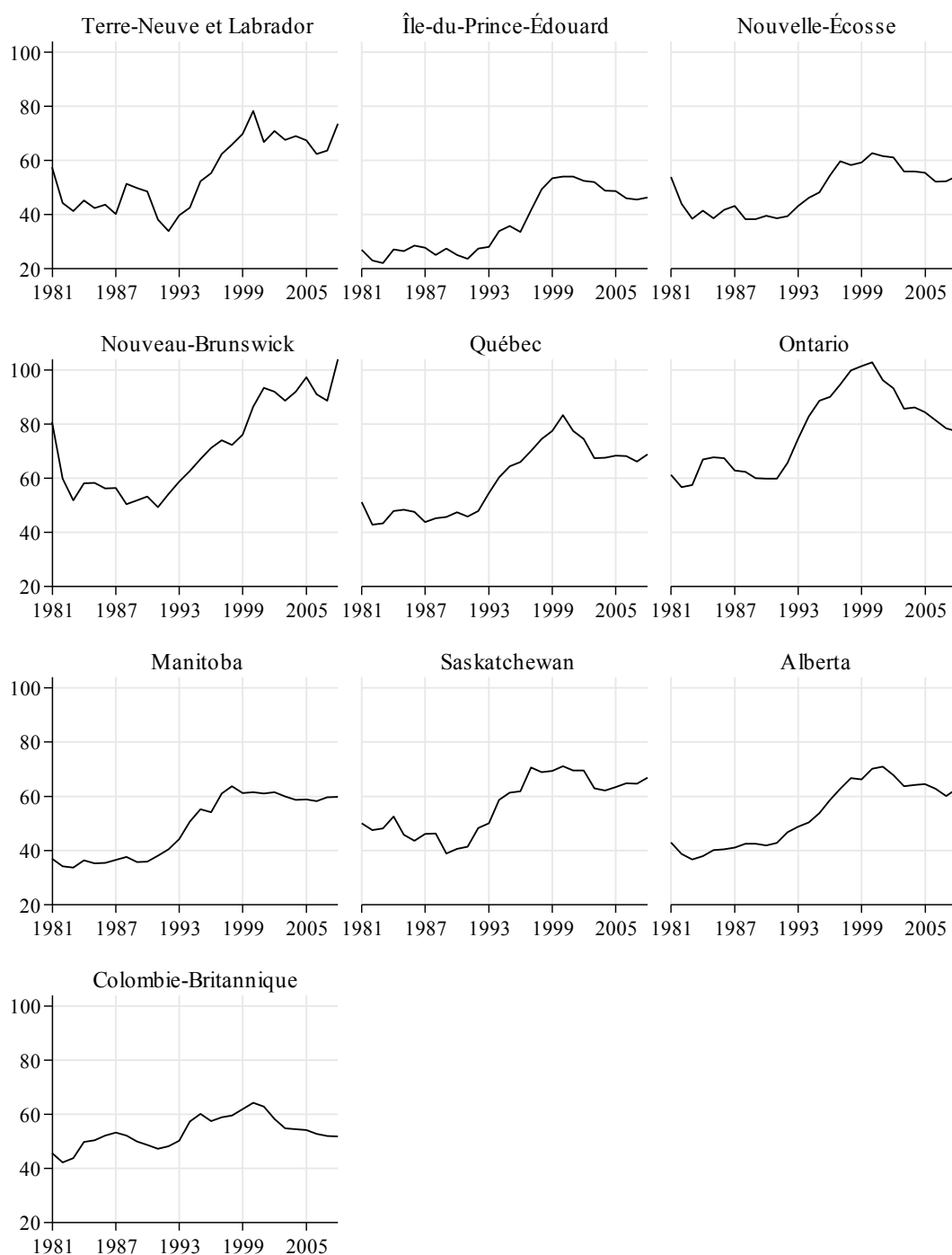
**Figure A5.2 - Évolution du ratio des dépenses en recherche et développement par travailleur, par province, 1981-2008**



Note: Les dépenses en recherche et développement par travailleur, en dollars constants \$2002. Les dépenses utilisées sont celles qui correspondent aux dépenses d'entreprises, peu importe la source de financement.

Source: Statistique Canada, tableau CANSIM: 358-0001, 282-0002

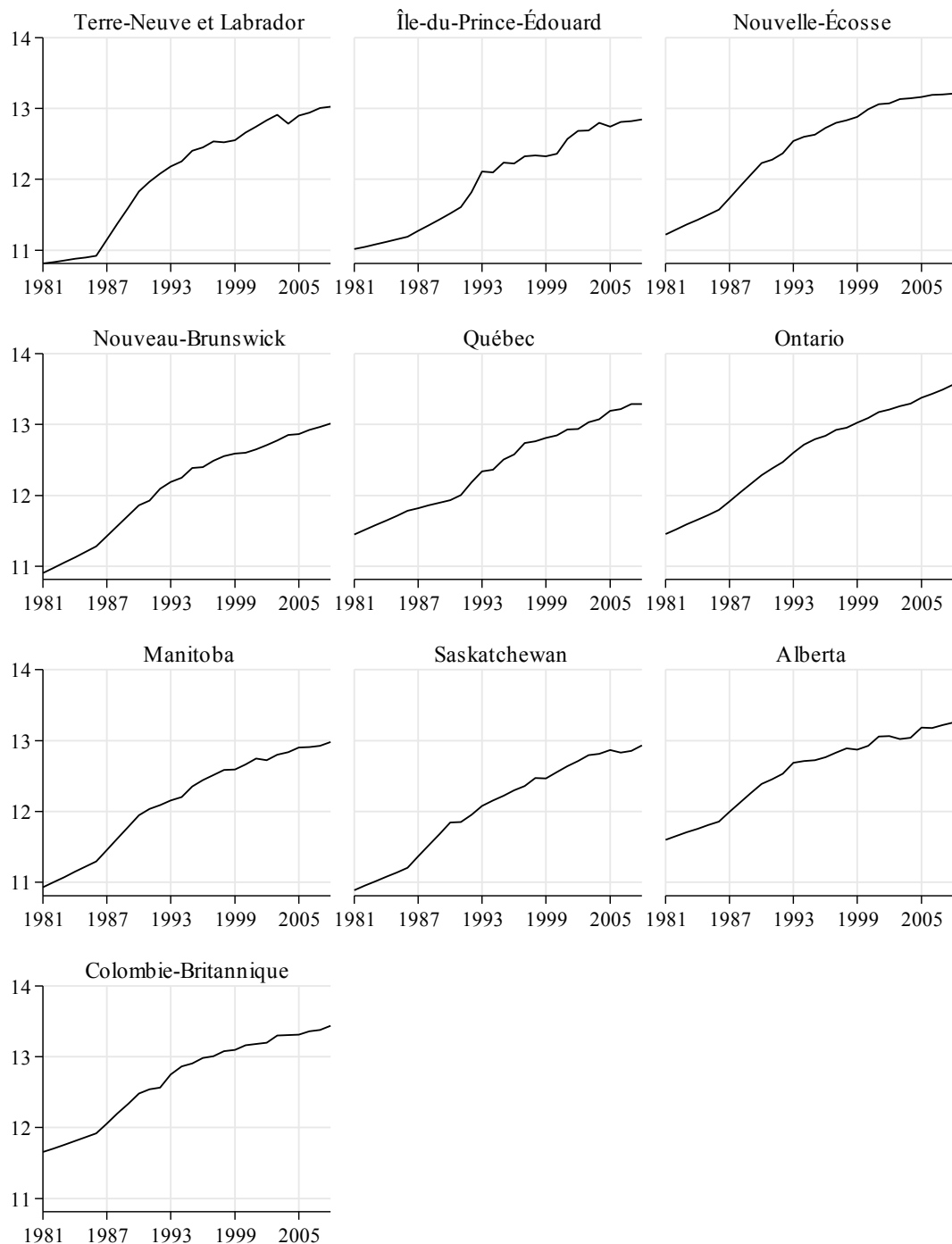
**Figure A6 - Évolution de l'ouverture sur le commerce international (%PIB), par province, 1981-2008**



Note: L'indice d'ouverture sur le commerce international correspond au total des importations et des exportations en pourcentage du PIB nominal.

Source: Statistique Canada, tableau CANSIM: 384-0002.

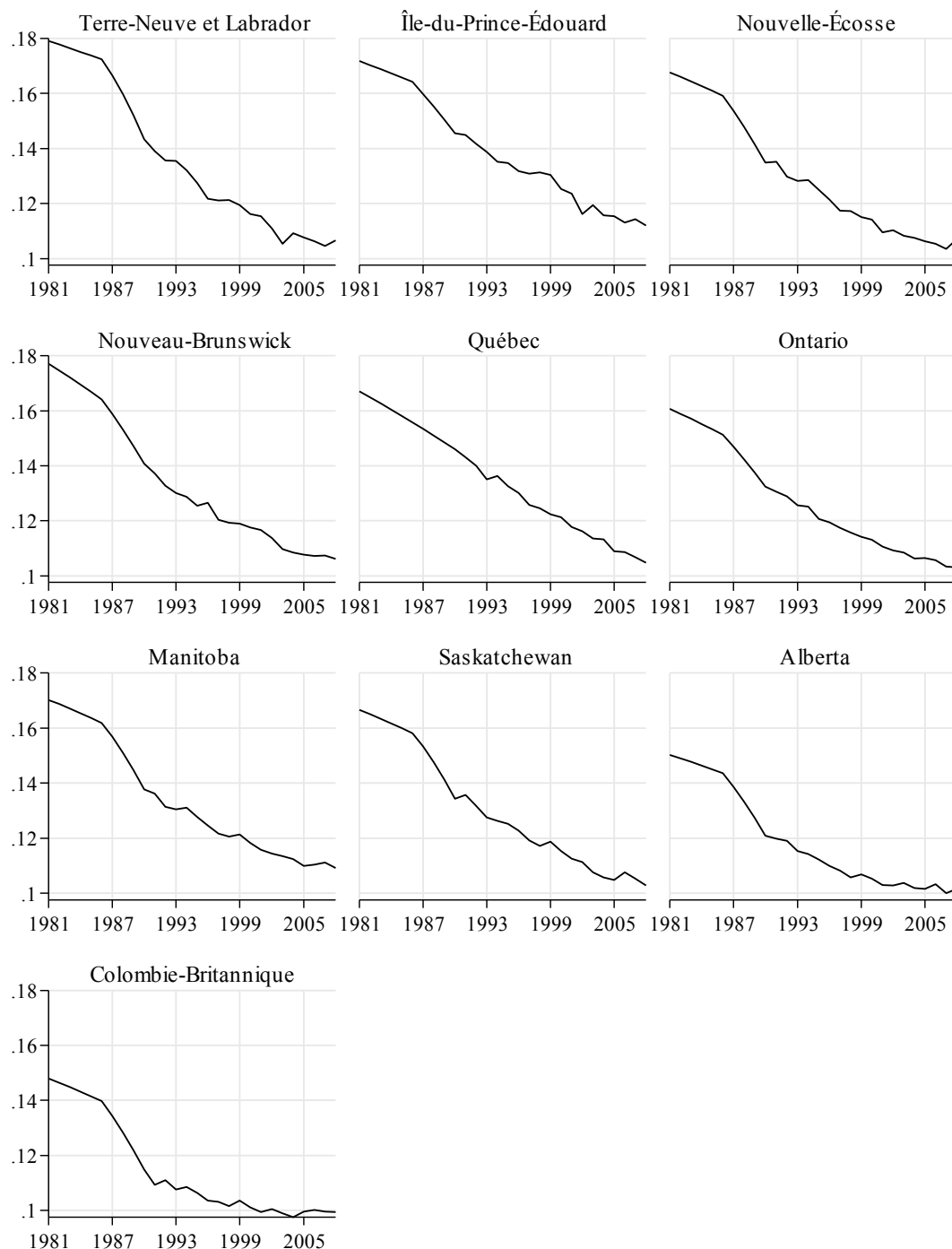
**Figure A7.1 - Évolution de la moyenne des années de scolarité par province, 1981-2008**



Note: La moyenne des années de scolarité est estimée pour la population active de 15 ans et plus. Voir le texte pour la construction de cette variable.

Source: Statistique Canada. Enquête sur la population active (pour la période allant de 1990 à 2008), tableau CANSIM: 282-0004. Les fichiers à grande diffusion pour les recensements de 1981 et 1986 (échantillons de 2%).

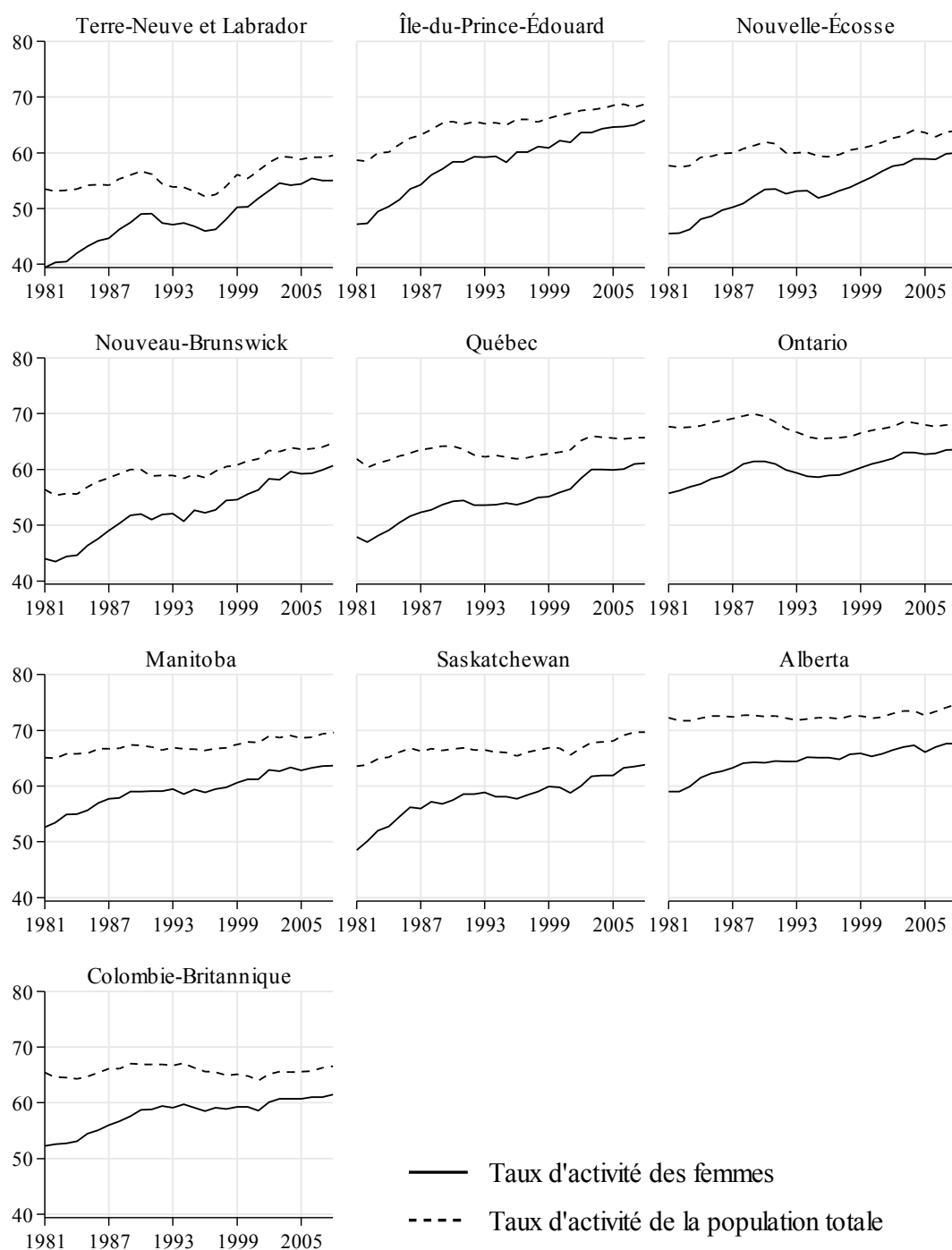
**Figure A7.2 - Évolution de l'inégalité dans la distribution des années de scolarité par province, 1981-2008**



Note: L'inégalité des années d'éducation, mesurée au moyen d'un coefficient de Gini, est estimée pour la population active de 15 ans et plus. Voir le texte pour la construction de cette variable.

Source: Statistique Canada. Enquête sur la population active (pour la période allant de 1990 à 2008), tableau CANSIM: 282-0004. Les fichiers à grande diffusion pour les recensements de 1981 et 1986 (échantillons de 2%).

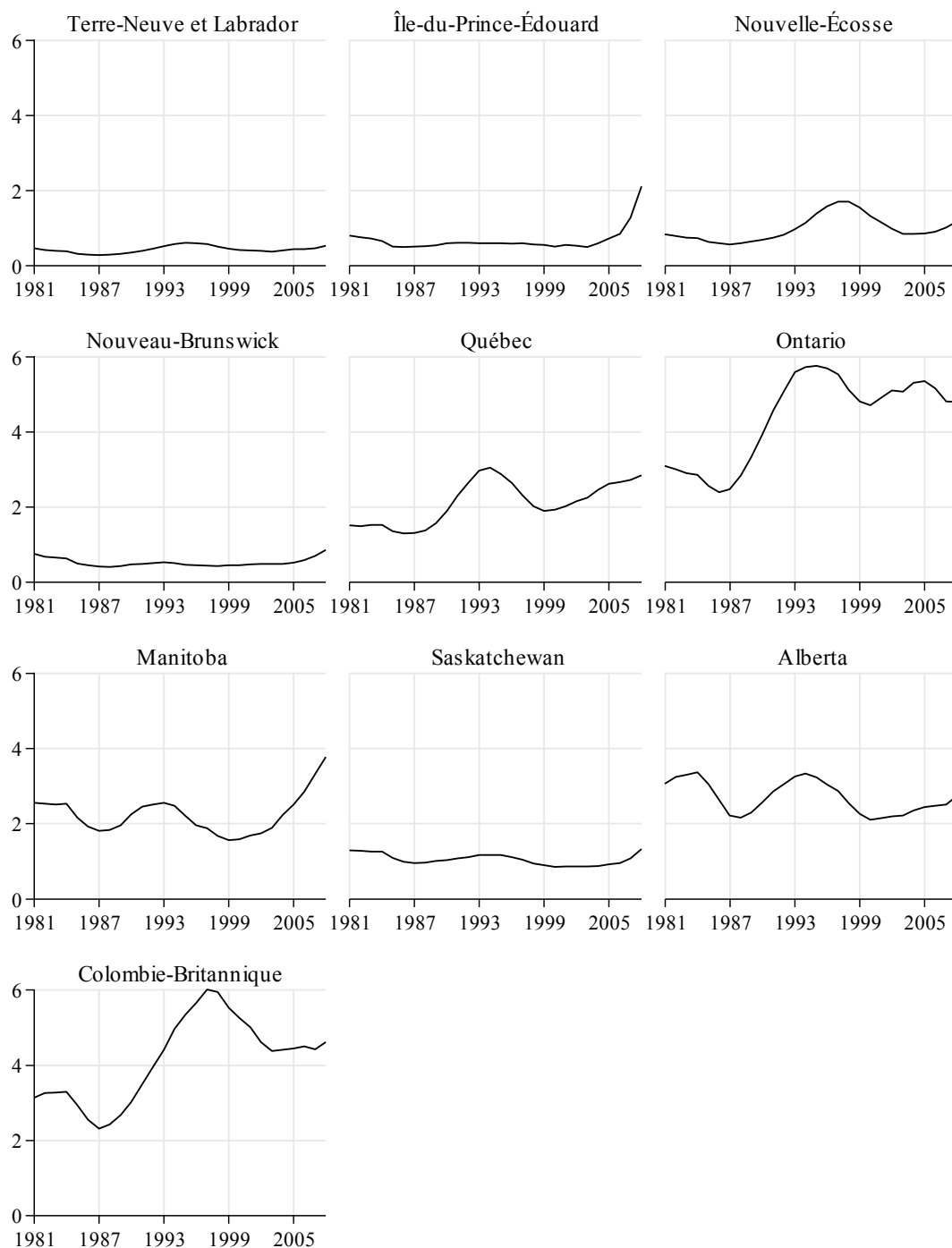
**Figure A8 - Évolution du taux d'activité pour les femmes et pour l'ensemble de la population, par province, 1981-2008**



Note: Le taux d'activité pour les femmes de 15 ans et plus, et pour l'ensemble de la population de 15 ans et plus.

Source: Statistique Canada, Enquête sur la population active, tableau CANSIM: 282-0002

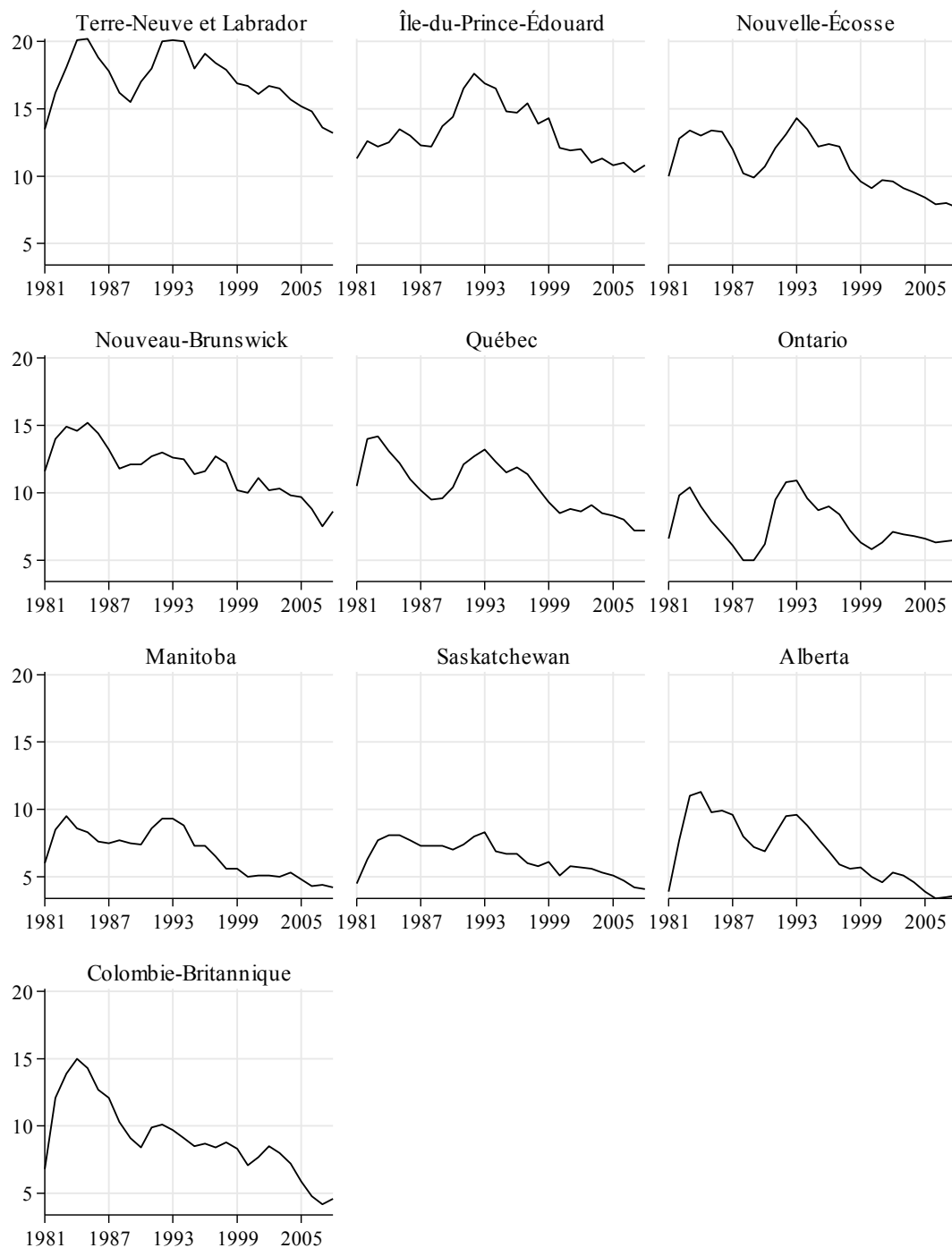
**Figure A9 - Évolution de la population des immigrants récents (en pourcentage de la population totale), par province, 1981-2008**



Note: La population des immigrants récents correspond aux immigrants qui ont immigré dans une province depuis 5 ans ou moins, et elle est estimée en additionnant le nombre annuel de nouveaux arrivants internationaux pour une année donnée et les quatre années précédente. Cette population est exprimée en pourcentage de la population totale.

Source: Statistique Canada, estimations de la population, tableaux CANSIM: 051-0011 et 051-0001

**Figure A10 - Évolution du taux de chômage, par province, 1981-2008**



Note: Le taux de chômage pour l'ensemble de la population active de 15 ans et plus.

Source: Statistique Canada, Enquête sur la population active, tableau CANSIM: 282-0002